

INSTYTUT PSYCHIATRII I NEUROLOGII

Janusz Sierosławski

**ZGONY WŚRÓD NARKOMANÓW
BADANIA KOHORTOWE**

WARSZAWA 2014

Badanie zostało sfinansowane przez Krajowe Biuro ds. Przeciwdziałania Narkomanii

Spis treści

WPROWADZENIE	3
CEL BADANIA	5
POPULACJA.....	5
METODA BADANIA.....	6
MATERIAŁ BADAWCZY.....	9
WYNIKI	11
Leczeni stacjonarnie w latach 2000-2011.....	11
Charakterystyka populacji	13
Rozmiary umieralności	15
Dynamika zgonów wg lat obserwacji.....	20
Uwarunkowania umieralności	24
Utracone lata życia	32
Umieralność, a zgłaszalność do leczenia.....	33
Trend umieralności, a trend zgonów z powodu przedawkowania narkotyków.....	37
Umieralność osób z problemem opioidów	39
Podsumowanie	43
Wnioski.....	44
TABELE	46
PRZYPISY	72

WPROWADZENIE

Narkomania zawsze pociągała za sobą wiele problemów zdrowotnych i społecznych. Spotęgowały się one w latach osiemdziesiątych, w związku z epidemią AIDS. Dokumentuje to obszerna literatura (Willie 1981, Perucci et al 1991, Brenner, Hernando-Briongos, Goos 1991, Papaevangelou and Richardson 1995, Uitzinger 1994, Moskalewicz, Sierosławski 1984, 1992). Wiele badań wskazywało na rosnącą umieralność wśród osób uzależnionych i jej znaczne regionalne zróżnicowanie.

Zgony należą do najcięższych i najbardziej dramatycznych konsekwencji narkomanii. Kwestia wysokiej umieralności podnoszona jest w publicznych debatach nad tym problemem.

Umieralność wśród narkomanów była w latach ubiegłych czterokrotnie przedmiotem naszych badań. Pierwsze badanie objęło wszystkich pacjentów z rozpoznaniem 304 wg ICD 9 (uzależnienie lekowe) leczonych stacjonarnie w 1974 roku w Polsce (Moskalewicz, Sierosławski 1984). Kolejne badanie dotyczyło pacjentów leczonych stacjonarnie w roku 1984 (Moskalewicz, Sierosławski 1992). W obu badaniach okres katamnesticzny wynosił 4 lata.

Kwestia umieralności stała się przedmiotem międzynarodowych badań zainicjowanych w 1992 r. przez Światową Organizację Zdrowia. Koordynatorem badań był Zakład Epidemiologii Regionu Lazio w Rzymie, gdzie gromadzono i przetwarzano dane pochodzące z sześciu - uczestniczących w projekcie - krajów. Celem tego projektu było zbadanie dynamiki i zróżnicowania regionalnego umieralności wśród uzależnionych, przyjmujących narkotyki w iniekcjach. Badaniami objęto dziewięć miast z sześciu krajów Europy i Ameryki: Liverpool i Glasgow (Wielka Brytania), Barcelona (Hiszpania), Turyn, Rzym i Neapol (Włochy), Moskwa (Rosja), Warszawa (Polska), New Haven (USA). Badania miały charakter longitudinalny i retrospektywny. Okres katamnezy obejmował ok. dziesięć lat, w większości przypadków od początku lat osiemdziesiątych do roku 1992. Przedmiotem badań byli pacjenci wybranych placówek terapii uzależnień, którzy w okresie badania po raz pierwszy podjęli w nich leczenie.

W omawianym tu badaniu zastosowano odmienny sposób doboru pacjentów. Zamiast ogólnopolskiego badania wszystkich pacjentów hospitalizowanych w jednym roku do badań włączono wszystkich pacjentów jednego ośrodka leczonych w okresie 10 lat. W miejsce stałego okresu katamnezy wprowadzono zmienny okres. Ta zmiana metodologii nie wyklucza możliwości porównywania wyników, natomiast skutkowała niższymi kosztami badania.

Zastosowanie nowego podejścia umożliwiło śledzenie trendów w umieralności w dłuższych niż poprzednio okresach czasu. W ciągu dziesięciu lat katamnezy surowe współczynniki zgonów wzrosły od 12 na 1000 osobolat do ponad 30 w latach 1991-1992, co zgodne jest z trendami obserwowanymi w Polsce i na świecie. Wpływ na rosnącą umieralność, jak można sądzić, miały:

- postępująca marginalizacja środowiska,
- pojawienie się nowych, coraz silniejszych środków,
- wybuch epidemii zakażeń HIV.

W badaniach katamnestycznych z lat 1974-1978 i 1984-1988 średnie roczne współczynniki umieralności wynosiły ok. 16-17 na tysiąc, w całym okresie katamnestycznym 1983-1992 - 23 na tysiąc a w latach 1991-1992 - już 30 na tysiąc.

W badaniach obejmujących wszystkich pacjentów psychiatrycznego leczenia stacjonarnego leczonych w latach 2000-2006 z powodu problemu narkotyków obserwowano trend spadkowy umieralności. W tych badaniach także zastosowano zmienny okres katamnezy. W okresie katamnezy surowy współczynnik zgonów spadł z 48,8 w 2000 roku do 14,4 w 2006 r. (Sierosławski 2010).

Spoglądając na trendy umieralności wyłaniające się z analizy dotychczasowych badań zaskakujący wydaje się nie tyle rosnący trend w latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych, co krótkotrwały spadek współczynników zgonów, które zmalały dwukrotnie w latach 1989-1990, a następnie w latach 1991-1992 wzrosły osiągając nie notowany poprzednio poziom. Spadek ten mógł być refleksem (a i potwierdzeniem) malejącego rozpowszechnienia narkomanii w Polsce, jaki odnotowywały w drugiej połowie lat osiemdziesiątych statystyki medyczne i policyjne. Na krótkotrwały spadek umieralności narkomanów wpłynąć mogły też głębokie transformacje ustrojowe i zmiany społeczne wzmacniając, przynajmniej początkowo, więzi społeczne i osłabiając represyjne działania państwa i jego aparatu ścigania. Ponowny wybuch narkomanii, który nastąpił na początku lat dziewięćdziesiątych znalazł swoje dramatyczne odbicie w rosnącej szybko liczbie zgonów. Spadek współczynnika umieralności notowany w pierwszym pięcioleciu lat dwutysięcznych może wynikać, przynajmniej w pewnym stopniu, ze zmiany dominującego wzoru używania narkotyków. W tym okresie narastało rozpowszechnianie uzależnień od takich narkotyków, jak amfetaminy, czy przetwory konopi. Spadała też popularność używania narkotyków w zastrzykach. Nie wiadomo, zatem w jakim stopniu trend spadkowy umieralności

wynikał ze zwiększania się proporcji badanych używających narkotyków wedle mniej destrukcyjnych wzorów.

Dalsze monitorowanie trendów w umieralności wśród problemowych użytkowników narkotyków jest przedmiotem niniejszego badania.

CEL BADANIA

Badanie ma na celu monitorowanie umieralności problemowych użytkowników narkotyków poprzez oszacowanie wartości współczynników zgonów dla osób przyjmujących problemowo narkotyki. Ponadto celem badania było porównanie umieralności wśród problemowych użytkowników narkotyków z analogicznym parametrem w populacji generalnej oraz próba identyfikacji czynników ryzyka zgonu w tej grupie.

POPULACJA

Populację, na którą chciałoby się ekstrapolować wyniki, jest populacja problemowych użytkowników narkotyków. Pod pojęciem problemowego użytkownika narkotyków należy rozumieć regularnego użytkownika substancji psychoaktywnych innych niż alkohol i tytoń, który doświadcza w związku z używaniem poważnych problemów (Okruhlica, Sierosławski, 2006). Pojęcie to w zasadzie pokrywa się z pojęciem osoby uzależnionej od tych środków lub używających ich szkodliwie (ICD10), unikając jednak w procesie definiowania kryteriów ściśle medycznych. Pobranie losowej próby z takiej populacji jest oczywiście niemożliwe, nawet sporządzenie operatu byłoby nierealne. Używanie narkotyków, szczególnie w sposób problemowy, należy do zachowań nieakceptowanych społecznie, ocierających się o granicę łamania prawa, stąd mamy tu do czynienia z tzw. populacją ukrytą. Źródłem danych o tej populacji mogą być rejestry instytucji uwikłanych w reagowanie na problem narkotyków. Trzeba jednak pamiętać, że takie dane zawsze dostarczają obrazu zjawiska podlegającemu systematycznemu skrzywieniu, specyficznemu dla

danej instytucji. Stąd np. rejestrów osób leczonych z powodu problemu narkotyków nie można traktować jako statystycznej reprezentacji populacji problemowych użytkowników narkotyków.

Subpopulację objętą badaniem zdefiniować można jako problemowi użytkownicy narkotyków, podejmujący leczenie lub badani na HIV z wynikiem pozytywnym. Taka definicja badanej grupy grzeszy brakiem jednorodności. Także relacje między poszczególnymi segmentami tak zdefiniowanej subpopulacji, a jej ogółem są zróżnicowane. W przypadku leczonych stacjonarnie jest to badanie pełne, w przypadku leczonych ambulatoryjnie oraz zakażonych HIV badaniu poddana została próba, której skład wyznaczany jest w pierwszym przypadku przez uczestnictwo placówki w badaniu pilotażowym, w drugim zaś przez poddanie się badaniu na HIV i uzyskaniu wyniku pozytywnego. Prób tych nie można traktować jako reprezentatywne, ze względu na brak losowości w ich doborze. W efekcie zasadnym wydaje się potraktowanie badanej subpopulacji, jako trzech osobnych grup. Niniejszy raport zdaje sprawę z wyników odnoszących się do grupy podejmujących leczenie z powodu problemu narkotyków w placówkach stacjonarnych.

METODA BADANIA

W badaniu zastosowana została metodologia rekomendowana przez EMCDDA w "Mortality of drug users in the EU: coordination of implementation of new cohort studies, follow-up and analysis of existing cohorts and development of new methods and outputs. EMCDDA Scientific Report 2002". Badanie zrealizowane zostało metodą longitudinalną, retrospektywną. Okres rekrutacji do badania to lata 2000-2011, czyli badaniu poddano kohorty z tych lat. Okres obserwacji objął lata 2000-2013, tzn. odnotowane zostały wszystkie zgony w badanej populacji w tym okresie. Dane za 2013 r. mogą być niepełne ze względu na poślizg w rejestrowaniu zgonów w systemie PESEL.

Punktem wyjścia badania były dane leczenia psychiatrycznego odnoszące się do osób leczonych z powodu problemu narkotyków (diagnozy ICD 10: F11-F16, F18, F19). Placówki psychiatrycznego leczenia stacjonarnego objęte są systemem sprawozdawczości statystycznej bazującym na indywidualnych kwestionariuszach statystycznych wypełnianych w momencie wypisu pacjenta z placówki oraz w dniu 31 grudnia każdego roku. Kwestionariusz zawiera zakodowany identyfikator

umożliwiający agregowanie danych na poziomie osób, a nie tylko przypadków. Identyfikator składa się z daty urodzenia, dwóch pierwszych liter imienia, dwóch pierwszych liter nazwiska oraz symbolu płci.

Pierwszym krokiem było przygotowanie zbioru wszystkich osób przyjętych do leczenia w latach 2000-2011. Wymagało to wyeliminowania wielokrotnego pojawiania się tych samych osób w poszczególnych latach. W zbiorze pozostawiany był zawsze pierwszy pobyt pacjenta w latach 2000-2011.

W następnym kroku baza danych osób leczonych stacjonarnie została zintegrowana z bazami danych z pilotażowego programu monitorowania zgłaszalności do leczenia oraz osób zakażonych HIV. Na tym etapie wyeliminowane zostały powtórzenia oraz przygotowano zestaw danych do dalszych analiz.

W kolejnym kroku w danych PESEL sprawdzono, czy osoby podlegające badaniu żyją, czy zmarły. W przypadku zgonu została określona jego data i miejsce, tzn. gmina. Ponadto uzyskano także informację o miejscu zamieszkania badanego w momencie zgonu, także w układzie gminnym.

Logika badania kohortowego wymaga identyfikacji poszczególnych przypadków w różnych bazach danych (dane lecznictwa, dane PESEL). Podstawą identyfikacji w pierwszym etapie badania był kod składający się z inicjałów (dwie pierwsze litery imienia i dwie pierwsze litery nazwiska), daty urodzenia oraz płci. Dane stanowiące materiał wyjściowy, jak również dane uzyskane w toku badania są przedmiotem szczególnej ochrony. Po zamknięciu wynikowej bazy danych elementy służące do identyfikacji, takie jak inicjały oraz daty urodzenia i zgonu zostały usunięte ze zbioru. Dane uzyskane w toku badania są wykorzystywane tylko do analiz statystycznych i prezentowane są jedynie w postaci zagregowanych zestawień, w sposób uniemożliwiający identyfikację poszczególnych osób. Dane jednostkowe zaś objęte są ścisłą tajemnicą.

W ramach analiz statystycznych wyliczone zostały surowe współczynniki zgonów, standaryzowane współczynniki zgonów oraz standaryzowane współczynniki umieralności. Przy użyciu analizy przeżycia (Kaplan-Meier survival analysis) określone zostało ryzyko zgonu dla poszczególnych kohort. Analiza regresji Cox'a (Cox regression model) posłużyła do identyfikacji czynników zwiększających ryzyko zgonu. Ponadto oszacowano liczbę utraconych lat życia.

Surowe współczynniki zgonów (na 1000 osobolat) wyliczono dzieląc liczby zgonów przez liczby osobolat obserwacji i mnożąc przez 1000. Ze względu na zróżnicowany czas obserwacji konieczne było wykorzystanie w roli denominatora liczby osobolat obserwacji, zamiast liczby osób. Surowe współczynniki zgonów pozwalają na porównywanie umieralności dla całego okresu badania, dla poszczególnych jego lat oraz dla różnych kategorii demograficznych niezależnie od ich liczebności.

Standaryzowane współczynniki zgonów posłużyły do porównania ogólnej umieralności problemowych użytkowników narkotyków z umieralnością w populacji generalnej. Wartość tego współczynnika określa jak wyglądałaby umieralność, gdyby rozkład płci i wieku badanej grupy odpowiadał rozkładowi tych cech w populacji generalnej. Do wyliczenia standaryzowanych współczynników zgonów posłużono się łącznymi rozkładami płci i wieku populacji mieszkańców naszego kraju w poszczególnych latach obserwacji (GUS 2014a).

Standaryzowany współczynnik umieralności wyliczony został poprzez zestawienie umieralności w badanej grupie z umieralnością w populacji generalnej. Pierwszym krokiem jest wyliczenie umieralności oczekiwanej w badanej grupie, czyli odpowiedź na pytanie, ile osób umarłoby w w badanej grupie, gdyby nie różniła się ona od populacji generalnej. Następnie liczba zgonów zaobserwowana w badanej grupie została podzielona przez umieralność oczekiwana. Wartość standaryzowanego współczynnika umieralności odpowiada zatem stosunkowi zaobserwowanej i oczekiwanej liczby zgonów w badanej grupie. Oczekiwaną liczbę zgonów szacowano na podstawie współczynników zgonów dla mieszkańców Polski wystandaryzowanych według płci i wieku (GUS 2014b).

Jednym ze wskaźników demograficznych często wykorzystywanych do analiz zgonów jest liczba lat utraconych w wyniku przedwczesnego zgonu. Wskaźnik ten wylicza się porównując wiek zgonu ze średnim wiekiem do jakiego dożywają analogiczne osoby z populacji generalnej. Wskaźnik ten jest tożsamy ze wskaźnikiem dalszego trwania życia w danym roku dla osób w określonym wieku. Wskaźnik liczby lat życia utraconych w wyniku przedwczesnego zgonu wykorzystuje się do analiz ekonomicznych – posłużyć on może do oszacowania kosztów problemu narkotyków. Liczbę utraconych lat życia wyliczono odnosząc liczbę lat przeżytych przez badanych, którzy zmarli, do ich oczekiwanej długości życia wyliczonej na podstawie tablic umieralności populacji ludności naszego kraju (GUS 2014c).

MATERIAŁ BADAWCZY

Na wyjściowy materiał badawczy składają się dane pozyskane z trzech źródeł:

1. Baza danych psychiatrycznego leczenia stacjonarnego prowadzona przez IPN
2. Bazach danych pilotażowego programu raportowania zgłaszalności do leczenia, realizowanego przez Krajowe Biuro ds. Przeciwdziałania Narkomanii wg metodologii opracowanej przez Europejskie Centrum Monitorowania Narkotyków i Narkomanii (European Monitoring Center for Drugs and Drug Addiction – EMCDDA)
3. Baza danych osób zakażonych HIV prowadzona przez PZH

W latach 2000-2011 odnotowano w sumie 147 368 osób przyjętych do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków (rozpoznanie ICD 10: F11-F16, F18, F19). Wprawdzie w danych z leczenia stacjonarnego wyeliminowane zostało wielokrotne liczenie tych samych osób, ale tylko w ramach poszczególnych lat. Wyeliminowanie wielokrotnego liczenia tych samych osób na przestrzeni całego okresu dwunastu lat spowodowało zmniejszenie tej liczby do 96 135 przypadków.

Ponadto w bazach danych pilotażowego programu raportowania zgłaszalności do leczenia, znajduje się 9 594 przypadków odnotowanych w latach 2008-2012. Przypadki pochodzące z tej bazy także podlegały duplikacji pomiędzy poszczególnymi latami rejestracji oraz w pewnej części pokrywały się z odnotowanymi w statystykach leczenia psychiatrycznego. Po wyeliminowaniu duplikatów w tej bazie pozostało 8389 przypadków. Dzięki takiemu samemu identyfikatorowi jak w bazie leczenia stacjonarnego możliwe było wyeliminowanie powtórzeń.

Trzecim źródłem danych była baza danych zakażonych HIV licząca ok. 10 111 przypadków. Tu także zastosowano podobny identyfikator, możliwe zatem było wyeliminowanie powtórzeń w pozostałych bazach danych.

Rozkład danych o identyfikacji badanych w poszczególnych bazach danych leczenia zamieszczono poniżej:

- Tylko w bazie danych leczenia stacjonarnego – 91903
- Tylko w bazie danych zgłaszalności do leczenia – 4063

- W obu powyższych bazach danych – 4232
- W żadnej z tych baz (tylko w bazie danych HIV) – 9062

W sumie zbiór danych poddany sprawdzeniu w zasobach PESEL składał się z 109 260 przypadków.

W rejestrach PESEL nie udało się odnaleźć informacji o 18 964 osobach (17,4%). Ponadto z obliczeń trzeba było wyeliminować 6 481 osób (5.9%), co których nie udało się jednoznacznie stwierdzić czy żyją, czy zmarły, bowiem ich identyfikatorowi w bazie PESEL odpowiadały przynajmniej dwa przypadki o odmiennym statusie przeżycia. W przypadku odnalezienia więcej niż jednego odpowiednika badanego w bazie danych PESEL, ale co do wszystkich wiadomo było, że przeżyli okres obserwacji, założono, iż badanych przeżył.

Brak możliwości identyfikacji w zasobach PESEL stosunkowo dużej liczby pacjentów zdaje się wynikać z kilku powodów, wśród których trzeba wymienić właściwości identyfikatora (problem zmiany nazwiska u kobiet, które wyszły za mąż, problem dwóch imion lub nazwisk, itp.), styl życia osób z problemem narkotyków daleki od dbałości o uregulowanie i aktualizację statusu prawnego i administracyjnego, słabości systemu ewidencji pacjentów w placówkach leczniczych, a także, jak można domniemywać przekłamania w bazach danych. W efekcie tak znaczne ograniczenie próby badanej stanowi istotne obciążenie rzetelności i reprezentatywności wyników. Z drugiej strony, można założyć, iż braki danych co do statusu przeżycia osób badanych miały losowy charakter nie powodując większego skrzywienia wyników.

Finalnie zbiór danych z jednoznaczną identyfikacją, co do tego, czy przeżyły okres katamnezy, czy zmarły, składa się zatem z 83 815 osób (76,7%).

W niniejszy raporcie analizie poddano zbiór danych osób podejmujący leczenie stacjonarne z powodu problemu narkotyków w latach 2000-2011. Ograniczeniem analiz do tej grupy wynika z dbałości o jej jednorodność oraz jednoznaczność kryteriów ekstrapolacji wyników. Zbiór ten składa się z 74 192 osób, co do których udało się ustalić, czy przeżyły okres katamnezy, czy też zmarły w tym czasie.

WYNIKI

Leczeni stacjonarnie w latach 2000-2011

Analizy umieralności problemowych użytkowników narkotyków poprzedźmy podsumowaniem trendów w zgłaszalności do leczenia stacjonarnego stanowiących klucz do zrozumienia trendów w umieralności. W tabeli 1. zawarto dane z lat 2000-2011, czyli w okresie objętym katamnezą. W 2011 r. przyjęto do lecznictwa stacjonarnego 14150 osób. Oznacza to wzrost o 64,7% w stosunku do 2000 r., kiedy to przyjęto 8590 pacjentów. Trzeba przypomnieć, że w okresie objętym katamnezą notowano trend wzrostowy w latach 2000-2005 z lekkim załamaniem w 2003 r., kiedy to wskaźnik spadł o 1,2% w stosunku do 2002 r. Wzrost w tym okresie miał nierównomierny charakter. Na przykład między 2000 a 2001 rokiem wskaźnik zwiększył się o 6%, a między 2001 r. i 2002 r. aż o 32,7%. W latach 2005-2007 notowano spadek wskaźnika do poziomu niższego niż w 2004 r., zaś w kolejnych czterech latach – ponowny wzrost. najwyższą wartość wskaźnik uzyskał w 2010 r. – w 2011 r. nastąpił spadek.

Zmiany w latach 2005-2011 nie były zbyt wielkie, wydaje się, że mamy tu do czynienia naznaczona fluktuacjami stabilizację.

Dane z tabeli 2 wskazują na podobne trendy w zgłaszalności pierwszorazowej do leczenia stacjonarnego. Liczbach pacjentów pierwszorazowych definiowanych jako osoby, które leczenie stacjonarne podjęły pierwszy raz w życiu rosła do 2005 r., chociaż w tempie nieco wolniejszym niż ogólna liczba pacjentów. W kolejnych latach trend zgłaszalności pierwszorazowej, także niewiele odbiegał od trendu zgłaszalności ogółem.

Struktura płci osób przyjętych do leczenia stacjonarnego od wielu lat pozostaje względnie stała. W latach 2000 - 2011 obserwujemy bardzo słaby trend wzrostowy odsetka kobiet i co się z tym wiąże spadek odsetka mężczyzn. Jak wynika z danych zawartych w tabeli 3. kobiety stanowiły w 2000 r. 22,0% pacjentów leczonych stacjonarnie, zaś w 2011 – 26,2%.

Znacznie większe zmiany obserwuje się natomiast w strukturze wieku (tabela 4). W latach 2000-2011 obserwujemy spadek odsetek osób w wieku 16-24 lat i wzrost odsetka osób z grupy wiekowej 25-34 lat. Jednocześnie wzrosły trochę odsetki najstarszych pacjentów (powyżej 44 roku życia) oraz osób z grupy wiekowej 25-24 lata. W latach 2004-2011 odsetek pacjentów w wieku 16-

24 lata spadł z 55% do 26%, zaś udział najstarszych (powyżej 44 roku życia) zwiększył się z 8% do 20%.

Przez cały analizowany okres utrzymuje się stały, stosunkowo niewielki, odsetek osób poniżej 15 roku życia (2-3%).

Porównanie struktury diagnoz pacjentów zgłaszających się do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2011 (tabela 5) pokazuje na istotne zmiany. W latach 1997-1999 były one niewielkie, ograniczały się właściwie do wzrostu odsetka osób nadużywających środków z grupy amfetamin z 3,8% w 1997 r. do 6,7% w 1999 r.

W 2000 r. odsetek osób nadużywających środków z grupy amfetamin wynosił 5,8%. W kolejnych latach następuje wzrost tego odsetka do 8,1% w 2002 r., i 8,9% w 2003 r. Od 2004 r. odsetek ten zaczął spadać osiągając w 2010 r. wartość 3,5%. Spadek ten uległ zahamowaniu w 2011 r. – odsetek pacjentów z problemem amfetamin wyniósł także 3,5%.

W latach 2000-2011 notuje się trend spadkowy odsetka osób z problemem opiatów. W 2001 r. odsetek ten wynosił 40%. W 2002 r. zmniejszył się on radykalnie, bo do poziomu 30%. W kolejnych latach utrzymywał się trend spadkowy aż do poziomu 8% w 2011 r. Warto zauważyć, że spadkowi w strukturze diagnoz udziału osób uzależnionych od opiatów towarzyszy od 2002 r. także spadek liczby bezwzględnej osób z tej kategorii.

Przez cały okres w miarę systematycznie spada odsetek osób nadużywających substancji wziewnych. W 2011 r. wynosił on już tylko 0,4%, podczas gdy w 2000 r. – 5,2%. Wzrastały natomiast odsetki osób nadużywających substancji mieszanych i nieokreślonych – od 36% w 2000 r. do 72% w 2011 roku.

Przez cały okres lat 2000-2011 utrzymuje się silne zróżnicowanie terytorialne rozpowszechnienia narkomanii (tabele 6-7). W 2011 r., podobnie jak we wszystkich latach objętych katamnezą, odnotować trzeba znaczną rozpiętość między wskaźnikami w różnych województwach. Dla przykładu województwa o najwyższym rozpowszechnieniu (Zachodniopomorskie – 50,7) i dla województwa o najniższym rozpowszechnieniu (Podkarpackie – 15,1) dzieli niemal przepaść. Trzeba przypomnieć, że dane przedstawione w tabeli pogrupowano według miejsca zamieszkania pacjentów, a nie miejsca ich leczenia, zaś dostępność leczenia stacjonarnego jest w całym kraju podobna ze względu na brak rejonizacji. Do województw najbardziej zagrożonych w 2011 r. oprócz

Zachodniopomorskiego należały: Wielkopolskie (48,4), Lubuskie (48,4), Dolnośląskie (47,6), Mazowieckie (41,9), Łódzkie (40,7) oraz Warmińsko-Mazurskie (38,1). Wszystkie one charakteryzują się wskaźnikami wyższymi niż średni współczynnik dla całego kraju. W pozostałych województwach, wskaźniki były niższe niż wskaźnik ogólnopolski (36,7). W liczbach bezwzględnych najliczniej reprezentowane są województwa Mazowieckie (2208 osób), Wielkopolskie (1670 osoby), Śląskie (1423 osób), Dolnośląskie (1389 osób) i Łódzkie (1033), co wynika nie tylko z nasilenia zjawiska, ale także z wielkości tych województw mierzonej liczbą mieszkańców.

Porównanie zmian w zgłaszalności do leczenia stacjonarnego w ostatnich dwunastu latach w poszczególnych województwach wskazuje na znaczne zróżnicowanie. Przy wzroście średnim dla całego kraju na poziomie 207%, z jednej strony spotykamy województwo gdzie wzrost był blisko pięciokrotny (Wielkopolskie – 494%), czy grubo ponad trzykrotny (Łódzkie – 336%, Świętokrzyskie – 328%), z drugiej strony województwa, gdzie liczba pacjentów zwiększyła mniej niż o 10% (Warmińsko-Mazurskie – o 1%, Lubuskie – o 9%). Generalnie mniejszy wzrost notujemy w województwach o wysokich współczynnikach, a większy w województwach o niskich wskaźnikach. Potwierdza to tezę o procesie wyrównywania różnic między województwami i sugeruje, że proces ten rozpoczął się przynajmniej pod koniec lat dziewięćdziesiątych.

Charakterystyka populacji

W tabeli 8. zestawiono dane o liczebnościach kohort pacjentów przyjmowanych do leczenia w poszczególnych latach, a więc wchodzących do grupy badanej, oraz charakterystykę społeczno-demograficzną całej badanej grupy.

Liczby pacjentów podejmujących leczenie w kolejnych latach utrzymywała się w przedziale 5300-6900 osób. Największa grupa weszła w 2000 r. – 6868 osób, najmniej liczna w 2007 r. – 5694. Ze względu na retrospektywny charakter badania wypadanie z kohorty następowało tylko w wyniku zgonu. W konsekwencji liczba pacjentów podlegających obserwacji z roku na rok rosła. Jednocześnie każda kolejna kohorta miała coraz krótszy okres obserwacji, bowiem termin zakończenia badania był dla wszystkich kohort jednakowy. 8,7% wszystkich objętych badaniem pacjentów zostało przyjętych w 2011 r., czyli miało jedynie dwuletni okres obserwacji, okresem najdłuższym, czyli trzynastoletnim objętych było 9,3% badanych.

W badanej grupie przeważali mężczyźni – kobiety stanowiły jedynie 28,2%. Rozkład wieku pacjentów objętych obserwacją w momencie przyjęcia do leczenia, jest silnie skośny, mediana wieku przypada na przedział 25-29 lat. Ponad połowa pacjentów grupuje się w dziesięcioletnim przedziale 15-24 lat (47,0%). Młodszy stanowił jedynie 1,8%, podczas gdy starsi – 51,2%. W miarę przechodzenia do coraz starszych grup wiekowych odsetki pacjentów spadały, w najstarszej grupie wiekowej (65 lat i więcej) mieściło się 1,9% badanych.

Na wymiarze stanu cywilnego badani koncentrowali się w kategorii kawaler, panna (67,0%), w stanie małżeńskim było 19,9% badanych. Odsetek rozwiedzionych wynosił 7,5%, do życia w związku nieformalnym przyznało się jedynie 0,3% pacjentów.

Rozkład wykształcenia badanych wiąże się po części z rozkładem wieku oraz wydaje się być pochodną ich stylu życia – 2,6% badanych nie skończyło nawet szkoły podstawowej, a 37,4% legitymuje się jedynie wykształceniem podstawowym. Wykształcenie wyższe ma 4,6%.

Badani w znacznej części pozostają na utrzymaniu rodziny (40,8%), pracę etatową ma jedynie 12,7% badanych. Znaczny odsetek utrzymuje się z renty – 11,7%. Z zasiłków pomocy społecznej utrzymuje się 3,6% badanych, zaś z zasiłku dla bezrobotnych – 7,1%.

Badanie w zdecydowanej większości mieszkają z rodziną – 80,8%, samotnie mieszka 9,0% badanych. Bezdomni stanowili 1,7%.

Rozkład terytorialny pacjentów objętych badaniem lokuje ich w większych proporcjach w województwach o dużej liczbie mieszkańców względnie gorszej sytuacji epidemiologicznej (Mazowieckie, Śląskie, Dolnośląskie oraz Wielkopolskie).

Wśród pacjentów włączonych do badania wyróżniono ze względu na diagnozę postawioną w trakcie pierwszego leczenia dwie grupy. Pierwszą stanowili pacjenci z diagnozą „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów – F11” (16,5%), drugą – wszyscy pozostali (83,5%).

Pierwsze leczenie badanych w okresie katamnetycznym, które było podstawą zakwalifikowania do kohorty w przypadku większości badanych zakończyło się poprawą wedle oceny placówki leczniczej (69,2%). Jedynie 5,7% uznano za wyleczonych. Bez poprawy wypisano 22,1% badanych, zaś z pogorszeniem 0,5%, w tym w przypadku 0,1% osób powodu wypisu był zgon.

Rozmiary umieralności

W trzynastoletnim okresie objętym obserwacją (2000-2013) dwunastu kohort pacjentów przyjętych do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków w latach 2000-2011 zmarło 5727 osób tj. 7,7% badanej grupy.

Jak wynika z danych zestawionych w tabeli 9 najwięcej zgonów przypada na badanych z kohorty przyjętych w 2000 r. (1124 zgonów) najmniej zaś na kohortę przyjętych w 2011 roku (189 zgonów). Porównywanie liczby zgonów w poszczególnych kohortach może być mylące bowiem ich liczba zależy zarówno od liczebności kohorty jak i od długości okresu obserwacji. Im dłuższy okres obserwacji, tym większe prawdopodobieństwo zajścia każdego zdarzenia, a więc i zgonu. Dlatego do porównań trzeba użyć współczynnika zgonów na 1000 osobolat obserwacji, nazywanego surowym współczynnikiem zgonów. Z zestawienia współczynników zawartym w ostatniej kolumnie tabeli wynika wyraźny trend spadkowy dla kolejnych kohort z lat 2000-2006 z chwilowym załamaniem w kohorcie z 2003 roku, a następnie wzrost w kohortach z lat 2007 i 2008 i fluktuacja z lekką tendencją wzrostową trwająca aż do 2011 r. Najniższy surowy współczynnik zgonów odnotowano w kohorcie przyjętych w 2006 r. – 8,67 zgonów na 1000 osobolat.

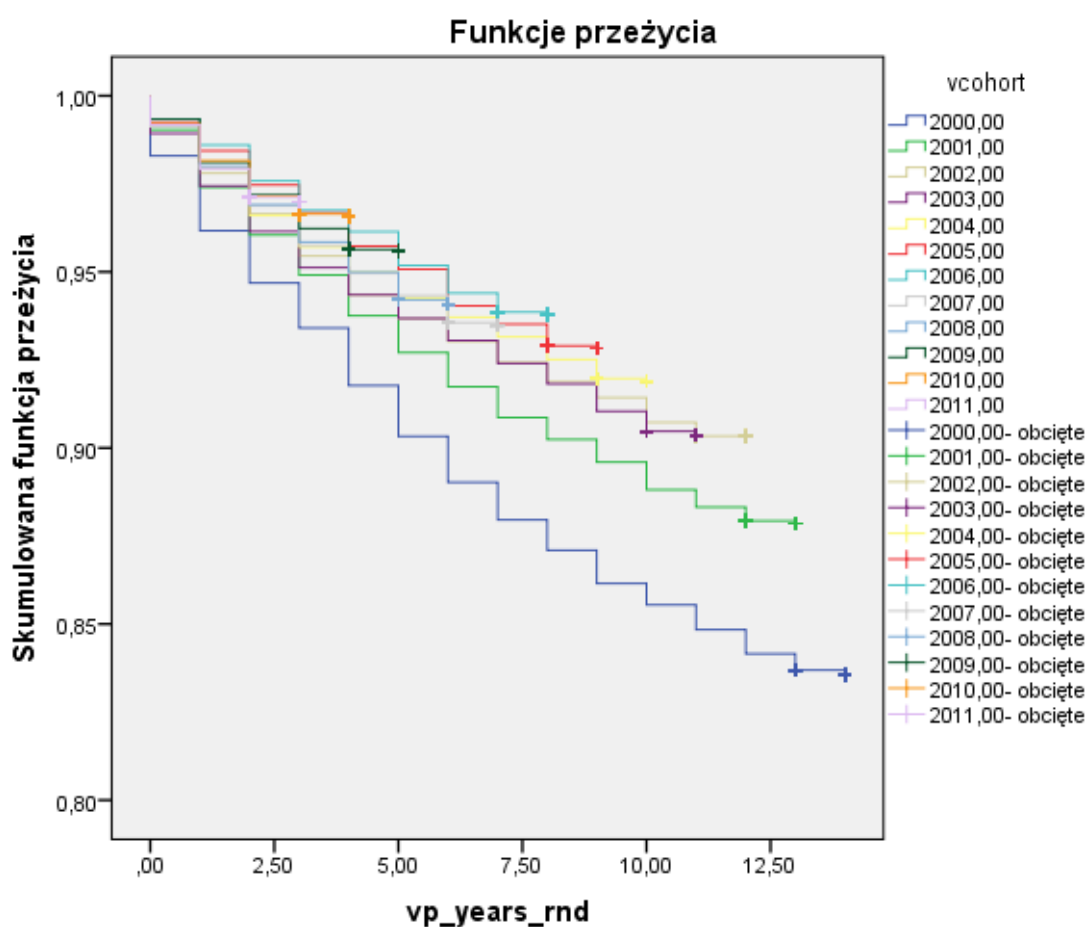
Ocenę prawdopodobieństwa przeżycia kolejnych lat obserwacji oraz skumulowanego ryzyka zgonu dla każdej z kohort umożliwia zastosowanie analizy przeżycia (survival analyze). Jednoczesne uwzględnienie w analizie zmiennej długości czasu obserwacji, a tym samym zróżnicowanego prawdopodobieństwa zgonu oraz zróżnicowanego momentu objęcia obserwacją pozwala na wyeliminowanie związanych z tym skrzywień i określenie proporcji osób, które przeżyły kolejne lata obserwacji oraz skumulowanego prawdopodobieństw zgonu w poszczególnych latach obserwacji dla każdej z kohort.

Dane zilustrowane na wykresie 1 pokazują, że 14 lat obserwacji przeżyło 83,6%. Krzywa dla kohorty przyjętych w 2000 r. jest najdłuższa, bowiem badani z tej grupy obserwowani byli przez całe 14 lat. Każda z kolejnych kohort ma coraz krótszy okres obserwacji.

Wszystkie kohorty mają co najmniej trzy lata obserwacji. Odsetek osób, które przeżyły co najmniej trzy lata obserwacji w kohorcie włączonej do badania w 2000 r. jest najmniejszy i wynosi 93,4%. Analogiczny odsetek dla kohorty z 2001 r. wynosi 94,9%. W kolejnych kohortach jest on wyższy od 95%, najwyższą wartość przybiera w kohortach z lat 2004 i 2005 (96,7%).

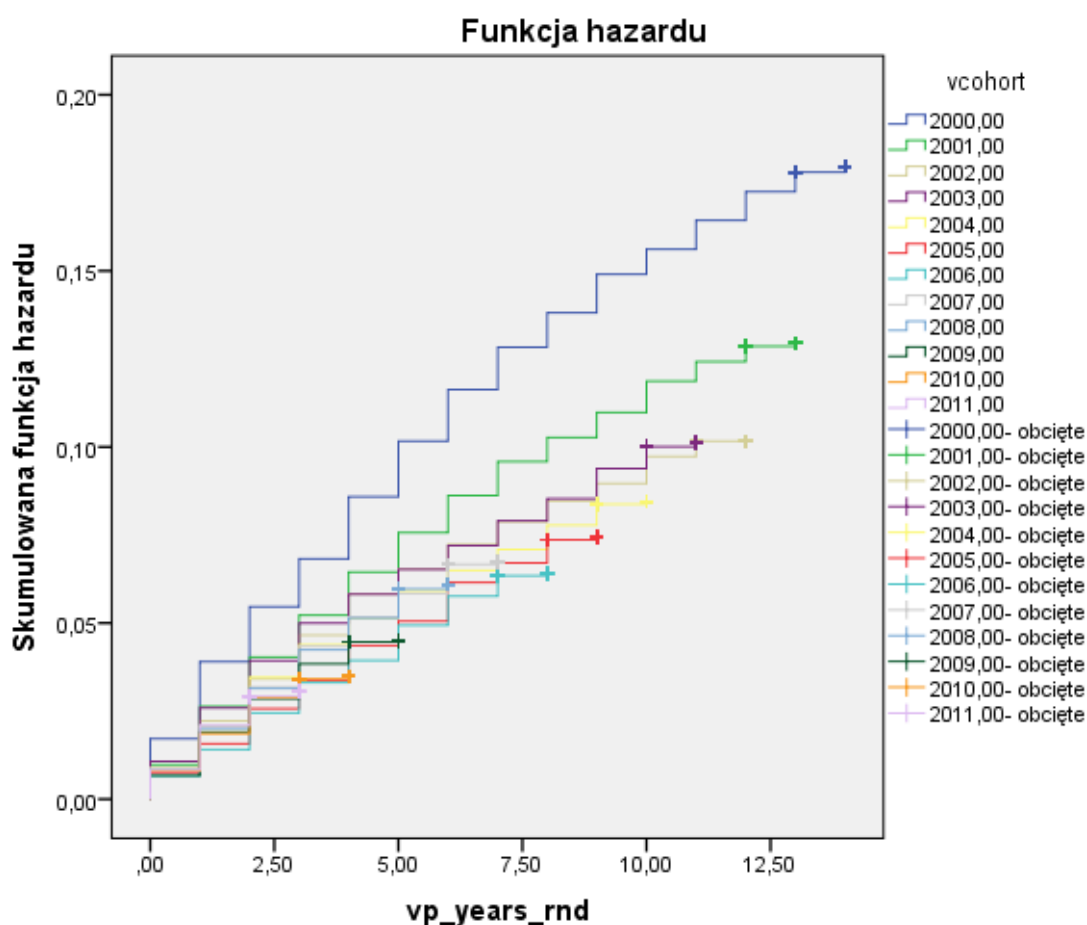
Okres dziesięciu lat obserwacji przeżyło 85,5% badanych z kohorty włączonej do badania w 2000 r., 88,8% badanych z kohorty 2001, 90,3% badanych z kohorty 2002, 90,7% badanych z kohorty 2003 oraz 90,4% z badanych z kohorty 2004.

Wykres 1. Funkcja przeżycia dla poszczególnych kohort (skumulowane proporcje osób, które przeżyły kolejne lata obserwacji)



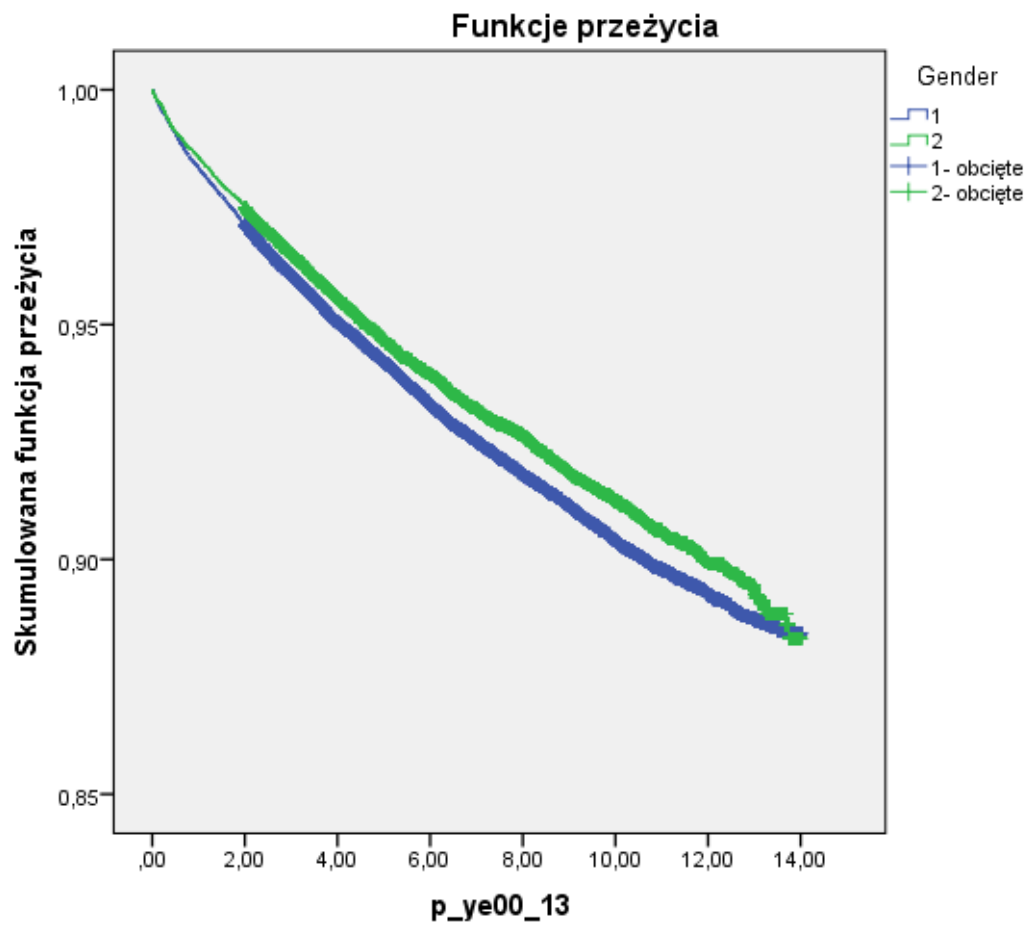
Dane z wykresu 2 wskazują, że pacjenci włączeni do badania w 2000 r. odznaczają się wyraźnie wyższym ryzykiem zgonu niż pacjenci włączani w późniejszych latach.

Wykres 2. Funkcja współczynnika ryzyka zgonu dla poszczególnych kohort



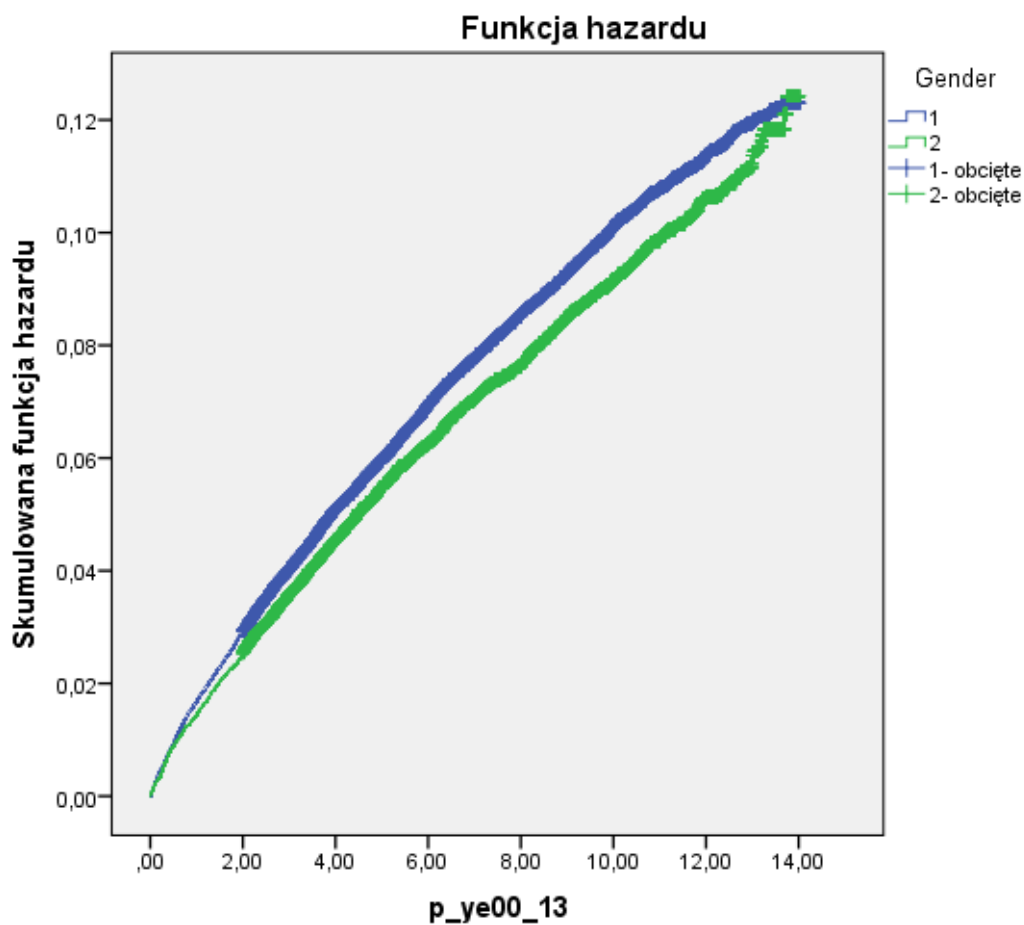
Funkcja przeżycia przebiega inaczej dla mężczyzn i dla kobiet (wykres 3). Przez większość czasu obserwacji krzywa dla mężczyzn spada bardziej stromo niż krzywa dla kobiet, czyli odsetki panów unikających zgonu po każdym kolejnym roku obserwacji są niższe niż w przypadku pań. Dopiero w ostatnich latach obserwacji krzywa dla kobiet spada szybciej niż krzywa dla mężczyzn. Po 14 latach obserwacji odsetki mężczyzn i kobiet, którym udało się przeżyć stają się podobne.

Wykres 3. Funkcja przeżycia dla mężczyzn i kobiet (skumulowane proporcje osób, które przeżyły kolejne lata obserwacji)



Wykres 4 obrazuje skumulowane ryzyko zgonu dla mężczyzn i dla kobiet w kolejnych latach obserwacji. Krzywa skumulowanego ryzyka rośnie szybciej w przypadku mężczyzn niż kobiet. Ryzyko to wyrównuje się w ostatnich latach obserwacji.

Wykres 4. Funkcja współczynnika ryzyka zgonu dla kobiet i mężczyzn

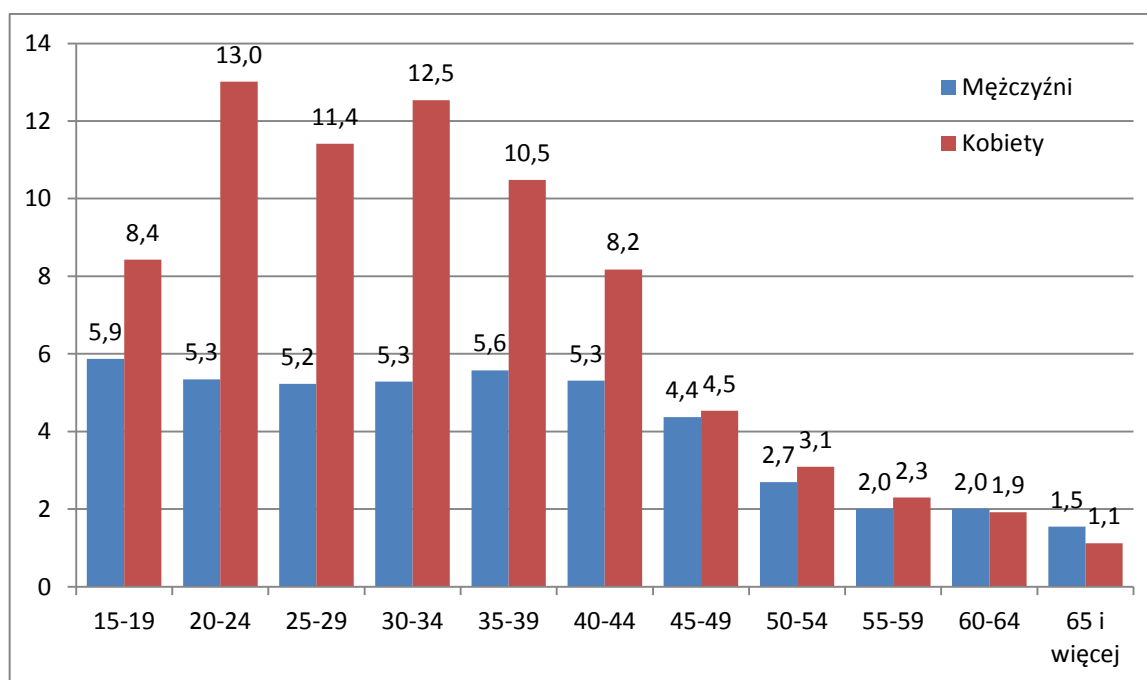


Standaryzowany współczynnik umieralności dla całego okresu badania wynosi 2,31. Oznacza to, iż umieralność problemowych użytkowników narkotyków jest blisko dwa i jedna trzecia razy większa od umieralności oczekiwanej dla grupy o takiej samej strukturze płci i wieku pochodzącej z populacji generalnej. Standaryzowany współczynnik umieralności jest zróżnicowany ze względu na płeć. Dla kobiet wynosi 3,86, a dla mężczyzn – 2,31.

Zróżnicowanie standaryzowanego współczynnika umieralności ze względu na płeć i wiek ilustruje wykres 5.

W większości kategorii wiekowych współczynniki dla kobiet są wyższe niż dla mężczyzn. Różnice są szczególnie duże w szerokim przedziale 20-39 lat, w starszych kategoriach wiekowych ulegają zatarciu. Wyższe standaryzowane współczynniki umieralności u kobiet niż u mężczyzn wynikają w dużej mierze z niskiej umieralności oczekiwanej kobiet w młodszych kategoriach wiekowych.

Wykres 5. Standaryzowane współczynniki umieralności dla lat 2000-2013 dla poszczególnych grup wiekowych wg płci



Dynamika zgonów wg lat obserwacji

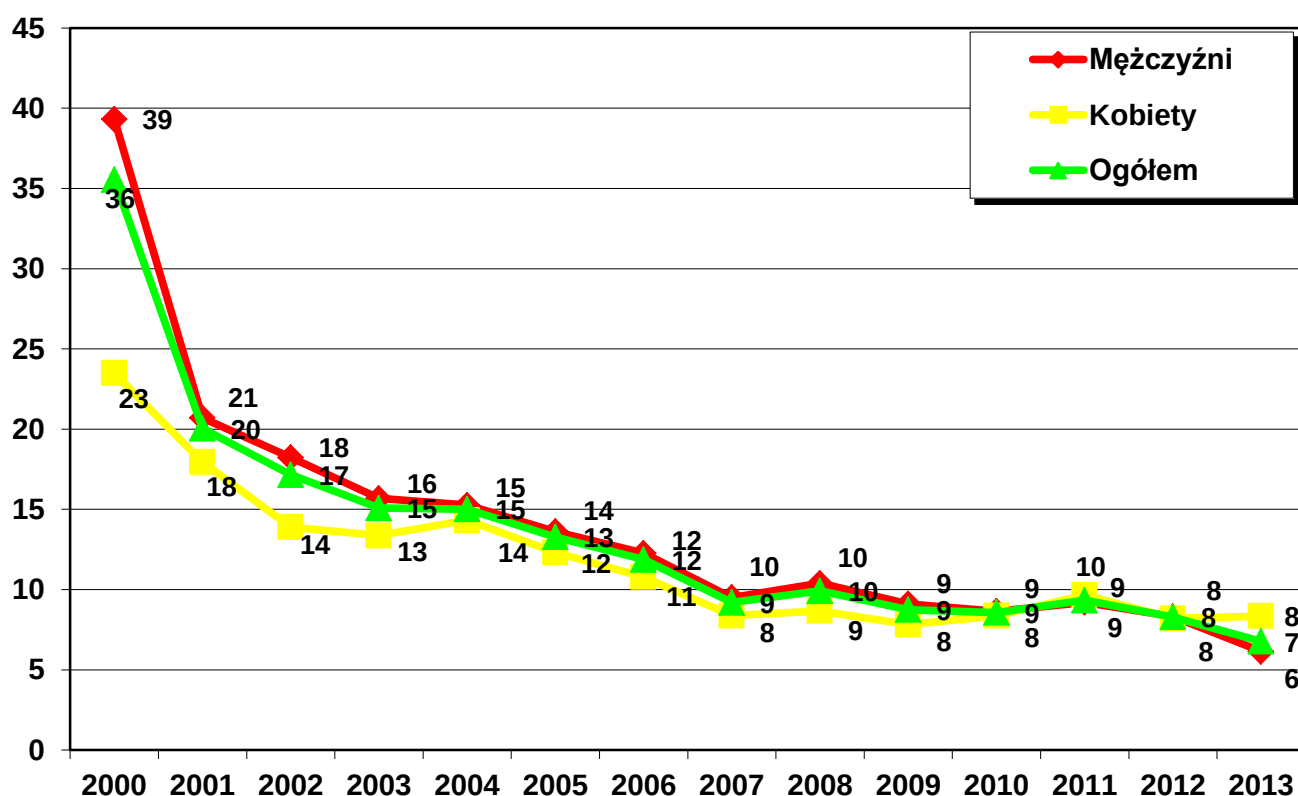
Rozkład zgonów w poszczególnych latach kalendarzowych zaprezentowano w tabeli 10. Liczba zgonów rośnie w kolejnych latach począwszy od 108 zgonów w 2000 r., do 460 zgonów w 2006 r. W kolejnych latach utrzymuje się trend wzrostowy, jednak z pewnymi fluktuacjami. Najwyższa liczba zgonów pojawia się w 2011 r., od 2012 r. odnotować trzeba spadek. Przypomnijmy, że dane o liczbie zgonów za 2013 r. mogą być niepełne.

Dane o liczbie zgonów w poszczególnych latach obserwacji w każdej z dwunastu kohort zawarto w tabeli 11. W kohortach wprowadzonych do badań w latach 2000-2004 oraz w latach 2007, 2010 i 2011 maksymalna liczba zgonów przypada na rok po wprowadzeniu do kohorty. W kohortach z pozostałych lat najwięcej zgonów przypada na trzeci rok po wejściu do kohorty.

Trend liczby zgonów stwierdzanych w poszczególnych latach nie odzwierciedla prawidłowo zmian w umieralności, bowiem w poszczególnych latach zmieniała się liczba osób objętych obserwacją oraz zmieniał się czas obserwacji dla poszczególnych osób, a tym samym prawdopodobieństwo zgonu.

Próba wyeliminowania przynajmniej części tych niedogodności może być analiza trendu surowych współczynników zgonów dla poszczególnych lat kalendarzowych okresu obserwacji (tabela 12, wykres 6).

Wykres 6. Surowe współczynniki zgonów na 1000 osobołat wg lat obserwacji

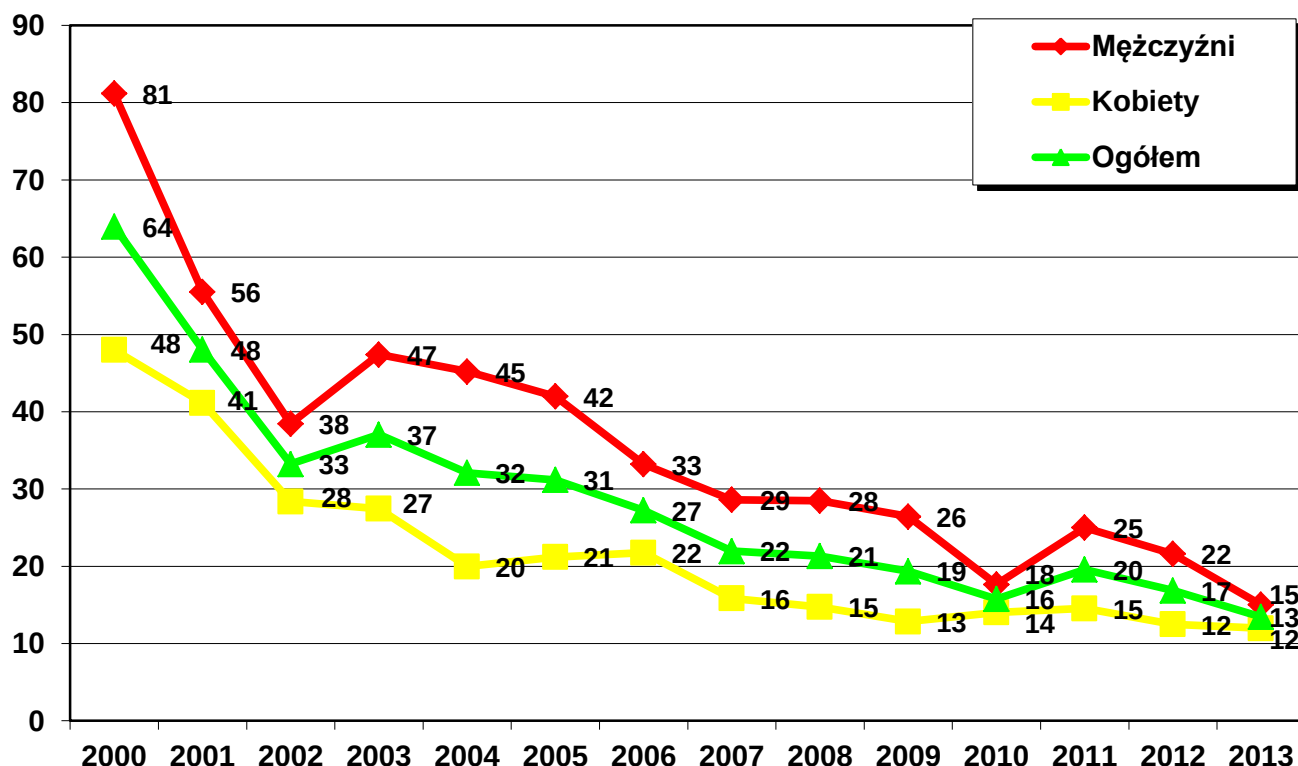


Dane na wykresie pokazują wyraźny trend spadkowy. Największy, wręcz skokowy, spadek nastąpił w 2001 r., w kolejnych latach tempo spadku ulega zmniejszeniu, ale trend spadkowy utrzymuje się do 2007 r. W latach 2007 – 2011 możemy mówić o stabilizacji, od 2012 r. notujemy kolejny spadek. W 2000 r. notowano 36 zgonów na 1000 osobolat, w 2007r. – 9, zaś w 2013 r. – 7.

Trendy surowych współczynników zgonów dla mężczyzn i kobiet układają się podobnie, chociaż zauważyć trzeba też pewne odmienności. Krzywa dla kobiet jest bardziej płaska niż dla mężczyzn. Oznacza to, iż surowe współczynniki zgonów dla kobiet spadały wolniej. W efekcie tego istotnie zmieniły się wzajemne relacje tych współczynników. Podczas gdy w 2000 współczynnik dla kobiet był niemal dwukrotnie niższy niż dla mężczyzn, w 2013 r. współczynnik dla kobiet jest o 50% wyższy niż dla mężczyzn.

Trend standaryzowanego współczynnika zgonów uwzględniającego wyrównanie płci i wieku badanej populacji do populacji generalnej przebiega trochę odmiennie niż trend surowych współczynników zgonów (wykres 7).

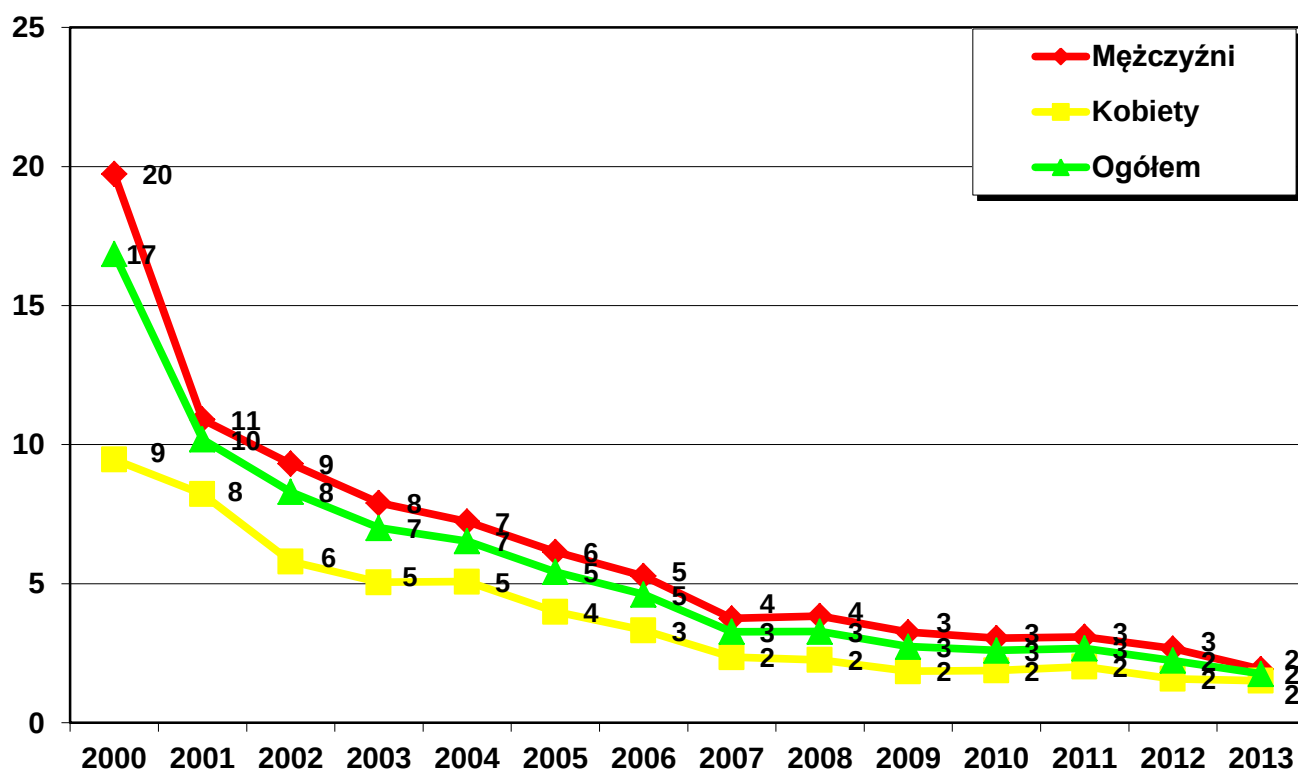
Wykres 7. Standaryzowane współczynniki zgonów na 1000 osobolat wg lat obserwacji



Ogólnie notujemy także trend spadkowy, ale naznaczony jest on fluktuacjami. Największe występują w 2002 r. i 2010 r. W pierwszym z tych lat mają one podobny kształt dla obu płci, w 2010 r. są odmienne dla mężczyzn i dla kobiet.

Trendy standaryzowanych współczynników umieralności uwzględniających także wpływ umieralności w populacji generalnej ilustruje wykres 8.

Wykres 8. Standaryzowane współczynniki umieralności wg lat obserwacji



Standaryzowane współczynniki umieralności wykazują trend spadkowy, podobnie jak analizowane dotychczas współczynniki. Największy spadek nastąpił w 2010 r., w kolejnych latach utrzymywał się trend spadkowy silniejszy w latach 2001-2007 i słabszy w latach 2007-2013. Krzywa dla kobiet przebiega łagodniej niż dla mężczyzn, co w efekcie prowadzi do zatarcia się silnego w 2000 r. zróżnicowania związanego z płcią.

Warto dodać, że standaryzowany współczynnik umieralności zmniejszył się bardziej niż analizowane wcześniej współczynniki. W 2000 r. był on osiem i pół razy większy niż w 2013 r., podczas gdy surowy współczynnik zgonów oraz standaryzowany współczynnik zgonu były mniej więcej pięć razy większe w 2000 niż w 2013.

Uwarunkowania umieralności

W tabeli 14 zgromadzono liczby osobolat obserwacji, liczby zgonów oraz surowe współczynniki zgonów dla poszczególnych kategorii społeczno-demograficznych pacjentów w całym okresie obserwacji.

Podobnie jak w populacji generalnej - w zbliżonych rocznikach - wśród uzależnionych obserwuje się nadwyżkę zgonów mężczyzn, których zmarło niemal trzykrotnie więcej niż kobiet. Mimo znacznej nadwyżki liczby zgonów mężczyzn w stosunku do zgonów kobiet surowe współczynniki zgonów na 1000 osobolat dla obu płci są znacznie bardziej podobne. Współczynnik dla mężczyzn (10,43 zgonów na 1000 osobolat) jest tylko trochę wyższy niż dla kobiet (9,65 zgony na 1000 osobolat).

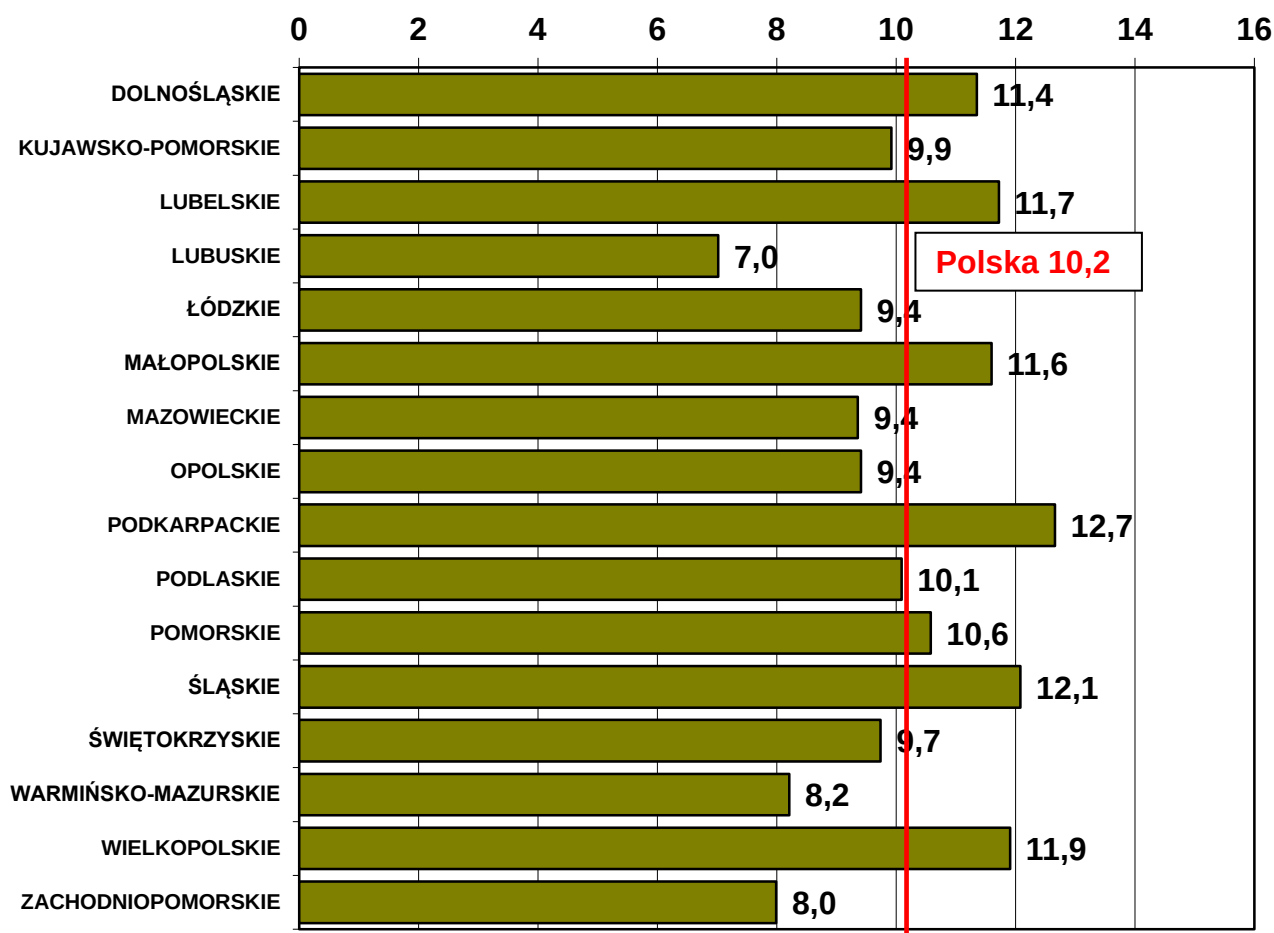
Współczynniki zgonów na 1000 osobolat wykazują wyraźną tendencję wzrostową w miarę przesuwania się do coraz starszych kategorii wiekowych, współczynnik najniższy jest dla szerokiej kategorii wiekowej poniżej 15 lat (ok. 1,91 zgonów na 1000 osobolat). Wzrost współczynników wraz z wiekiem nie jest równomierny, zaobserwować można jego podobne wartości w szerokim przedziale 40-54 lata (ok. 20 zgonów na 1000 osobolat). Największy skok wartości współczynnika następuje przy przejściu do najstarszej kategorii wiekowej – powyżej 65 lat (79,12 zgonów na 1000 osobolat). Rozkład surowego współczynnika zgonów według wieku zdaje się w znacznym stopniu odzwierciedlać ogólne prawidłowości demograficzne.

Surowe współczynniki umieralności okazały się być zróżnicowane ze względu na poziom wykształcenia badanych. Rosną one wraz z przesuwaniem się do coraz wyższych kategorii wykształcenia. Najniższe są w grupie osób bez wykształcenia (7,44 zgonów na 1000 osobolat), najwyższe zaś w grupie pacjentów z wyższym wykształceniem (15,52 zgonów na 1000 osobolat).

Tendencja ta może być efektem skorelowania poziomu wykształcenia z wiekiem badanych. Ze zróżnicowaniem umieralności według wieku koresponduje także zróżnicowanie wprowadzane przez stan cywilny. Najniższymi surowymi wskaźnikami zgonów charakteryzują się kawalerowie i panny (7,03 zgonów na 1000 osobolat). Najwyższe wskaźniki występują u wdowców i wdów (33,95 zgonów na 1000 osobolat).

Surowy wskaźnik zgonów jest zróżnicowany terytorialnie (wykres 9). Najwyższe wskaźniki notuje się w województwach: Podkarpackim (12,66 zgonów 1000 na osobolat), Śląskim (12,08 zgonów 1000 na osobolat) oraz Wielkopolskim (11,91 zgonów 1000 na osobolat). Najniższymi wskaźnikami charakteryzują się województwa: Lubuskie (7,02 zgonów 1000 na osobolat), Zachodniopomorskie (7,99 zgonów na 1000 osobolat) oraz Warmińsko-Mazurskie (8,21 zgonów 1000 na osobolat).

Wykres 13. Surowe współczynniki zgonów według województw



Podstawowe źródło utrzymania badanego wprowadza znaczne zróżnicowanie surowych współczynników zgonów. Najwyższy współczynnik dotyczy osób utrzymujących się głównie z emerytury (41,83 zgonów na 1000 osobolat), a następnie rencistów (22,31 zgonów na 1000 osobolat) i osób dla których głównym źródłem dochodu są zasiłki z pomocy społecznej (20,69 zgonów na 1000 osobolat). Najniższym współczynnikiem charakteryzują się osoby będące na utrzymaniu rodziny (5,11 zgonów na 1000 osobolat) oraz osoby zatrudnione na etacie (7,34 zgonów na 1000 osobolat). Porównując przytoczone wyżej współczynniki trzeba pamiętać o wieku badanych skorelowanym z głównym źródłem utrzymania.

Dla wielkości surowego współczynnika zgonów istotne okazało się też to, z kim mieszał badany w momencie włączenia do kohorty. Badani mieszkający z rodziną mieli ponad trzykrotnie niższy współczynnik (9,02 zgonów na 1000 osobolat) niż mieszkający samotnie (18,82 zgonów na 1000 osobolat). Najwyższymi współczynnikiem odznaczali się mieszkańcy domów pomocy społecznej (21,97 zgonów na 1000 osobolat) oraz bezdomni (21,36 zgonów na 1000 osobolat), zaś najniższymi – odbywający służbę w wojsku (5,57 zgonów na 1000 osobolat) oraz mieszkający w domach akademickich (6,51 zgonów na 1000 osobolat). Tu także trzeba pamiętać o wpływie wieku, jako współkorelatu.

Osoby przyjęte do leczenia, które było podstawą zakwalifikowania do kohorty, z diagnozą: „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów” (F11) miały wyższy surowy współczynnik zgonów (11,51 zgonów na 1000 osobolat) niż osoby z pozostałymi diagnozami (9,88 zgonów na 1000 osobolat).

Istotnym źródłem zróżnicowania surowych współczynników zgonów jest efekt leczenia, które było podstawą zakwalifikowania do kohorty, dokonany według oceny terapeutów. Badani, którzy w momencie wypisu uznani zostali za wyleczonych charakteryzują się najniższym surowym współczynnikiem zgonów (3,97 zgonów na 1000 osobolat), zaś badani wypisani z pogorszeniem – najwyższym współczynnikiem (42,98 zgonów na 1000 osobolat). Trzeba zauważyć, że badani wypisani z poprawą odznaczali się wyższym współczynnikiem (11,41 zgonów na 1000 osobolat), niż badani wypisani bez poprawy (8,42 zgonów na 1000 osobolat).

Przytoczone wyżej zróżnicowania nie pozwalają na ocenę wpływu uwzględnionych w analizie czynników na umieralność, bowiem czynniki te są między sobą statystycznie powiązane. Dla

wypreparowania wpływu każdego z nich zbudowano model regresji Coxa, którego parametry zawarto w tabeli 14.

Do identyfikacji czynników ryzyka zgonu posłużono się modelem regresji Cox'a, w którym jako zmienne niezależne wystąpiły cechy społeczno-demograficzne, diagnoza oraz wskaźnik efektów pierwszego leczenia, które stało się podstawą do włączenia do badania.

W analizie regresji udało się wyodrębnić pięć czynników (płeć, wiek, wykształcenie, województwo zamieszkania, źródło utrzymania, diagnozę oraz efekt leczenia), wpływających w sposób istotny statystycznie na ryzyko zgonu. Stan cywilny badanych wedle wyników analiz wielozmiennowych nie odgrywa roli jako czynnik ryzyka zgonu, cecha ta nie weszła do modelu chociaż była włączona do analiz.

Jak pamiętamy, surowy współczynnik zgonu był zróżnicowany ze względu na stan cywilny. Zmienność ta dała się wyjaśnić wpływem innych czynników obecnych w modelu.

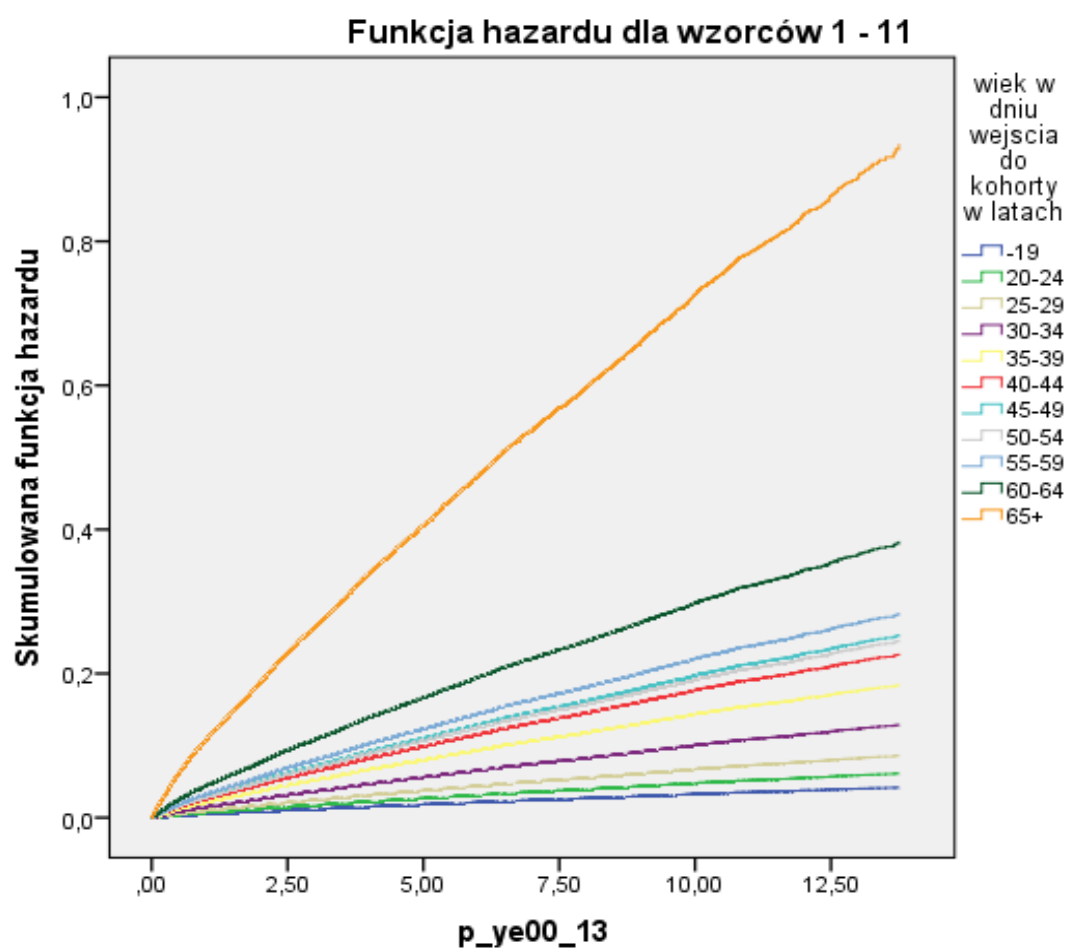
Jak wynika z zestawionych w tabeli 18 względne ryzyko zgonu dla mężczyzn jest o dwukrotnie większe niż dla kobiet.

Ryzyko zgonu rośnie wraz z wiekiem, przy czym nie jest to wzrost równomierny. Jeśli za kategorię referencyjną przyjmiemy ryzyko zgonu dla pacjentów z najmłodszej grupy wiekowej (do 19 lat) to zauważymy, że w miarę przechodzenia do coraz starszych kategorii wiekowej ryzyko zgonu jest coraz większe. Dla kategorii wiekowych do 39 roku życia przedziały ufności dla ryzyka zgonu nie zachodzą na siebie. W kolejnych kategoriach wiekowych przedziały ufności dla sąsiednich kategorii zaczynają się nakładać. Oznacza to, iż różnice między nimi nie są istotne statystycznie. Dopiero po przekroczeniu 60 roku życia, a zgłasza po przekroczeniu 65 roku życia ryzyko gwałtownie rośnie.

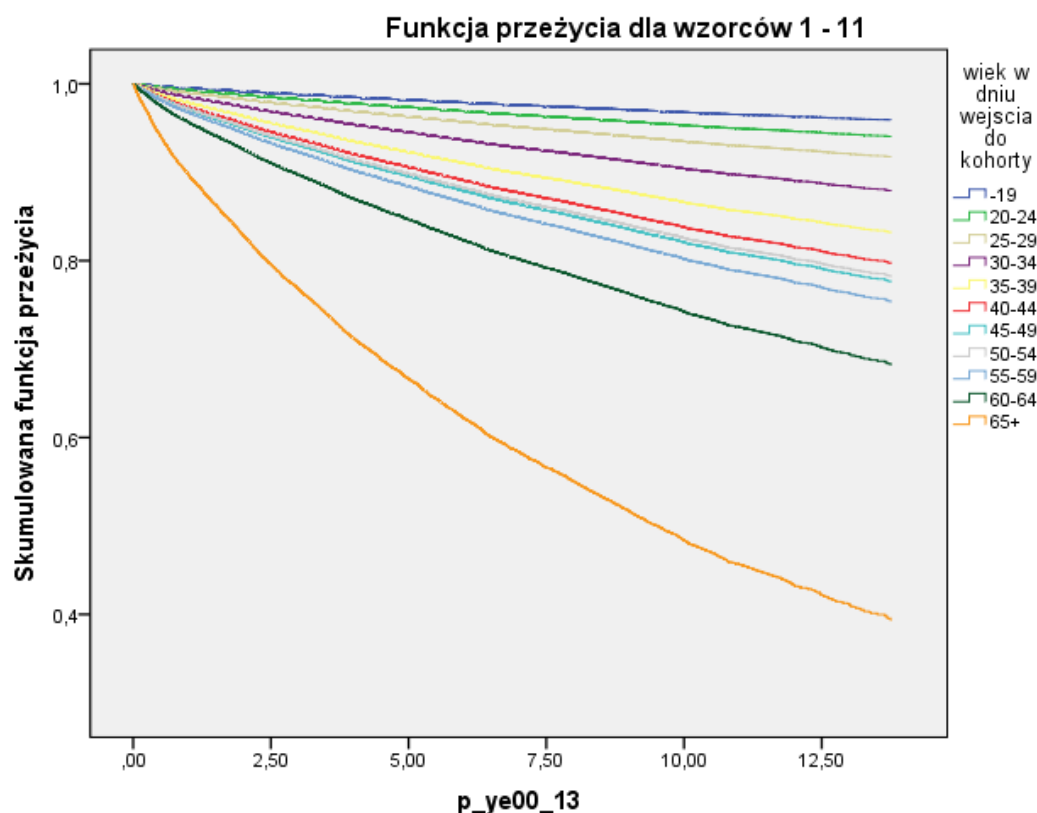
Warto zauważyć, że zróżnicowanie ryzyka zgonu ze względu na wiek w modelu wielozmiennowym nie odbiega znacząco od stwierdzonego przy analizie surowych współczynników zgonów według wieku.

Funkcję skumulowanego przeżycia oraz skumulowanego ryzyka zgonu dla poszczególnych kategorii wieku ilustrują wykresy 10 i 11.

Wykres 10. Funkcja przeżycia dla osób z poszczególnych kategorii wiekowych (skumulowane proporcje osób, które przeżyły kolejne lata obserwacji)



Wykres 11. Funkcja współczynnika ryzyka zgonu dla osób z poszczególnych kategorii wiekowych



Ryzyko zgonu słabo wiąże się z wykształceniem. Jeśli za kategorię referencyjną przyjąć osoby z wykształceniem wyższym, to jedynie w przypadku osób z wykształceniem podstawowym odnotowuje się zwiększenie ryzyka zgonu i to tylko o 16%. Osoby z pozostałych kategorii wykształcenia nie różnią się w sposób istotny statystycznie pod względem ryzyka zgonu od osób z wykształceniem wyższym.

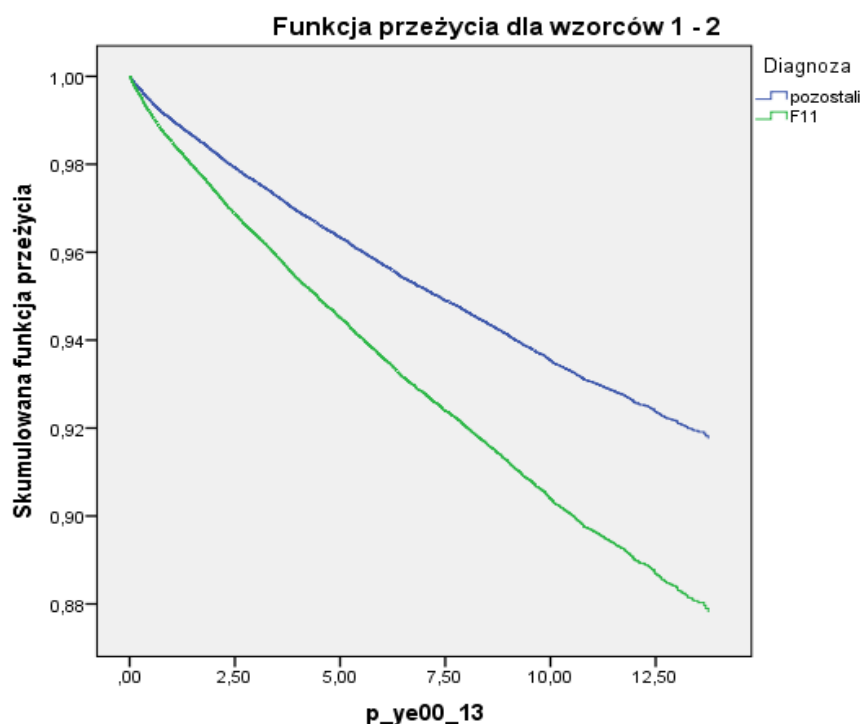
Zwiększone ryzyko zgonu występuje w przypadku osób bezdomnych oraz mieszkających samotnie. Ci pierwsi mają zwiększone ryzyko zgonu o 55%, ci drudzy o 46%.

Istotne zróżnicowanie ryzyka zgony wiąże się układem terytorialnym. Jeśli za kategorię referencyjną przyjąć Województwo Zachodniopomorskie to statystycznie istotnie większe ryzyko występuje w następujących 10 województwach: Dolnośląskie, Kujawsko-Pomorskie, Lubelskie, Małopolskie, Mazowieckie, Podkarpackie, Podlaskie, Pomorskie, Śląskie, Wielkopolskie. Spośród tych województw najwyższym ryzykiem odznacza się Województwo Śląskie (prawie o 50% wyższe ryzyko, niż w Zachodniopomorskim).

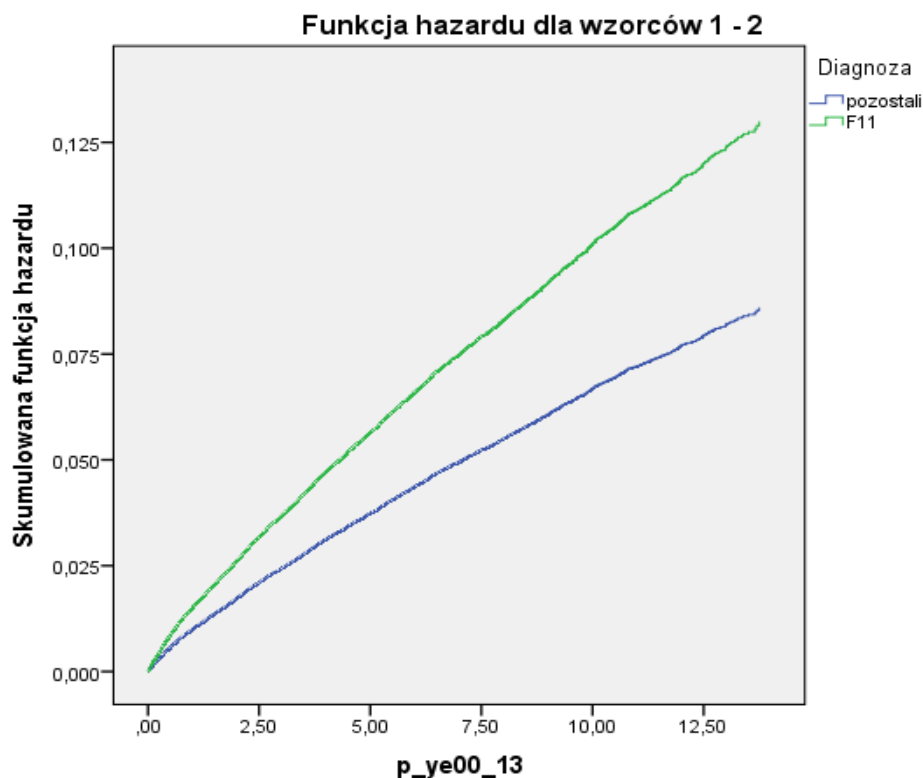
Ryzyko zgonu jest zróżnicowane ze względu na główne źródło utrzymania badanego. Jeśli za kategorię referencyjną przyjąć osoby zatrudnione na etacie, to w każdej z pozostałych kategorii ryzyko zgonu jest wyższe. Największe pojawia się wśród osób żyjących z zasiłków pomocy społecznej – jest ono ponad dwukrotnie wyższe niż wśród pracujących na etacie. Podobnie jest w osobami utrzymującymi głównie z renty – tutaj ryzyko zgonu jest 2,2 razy większe niż dla pracujących na etacie. Emerytura jako główne źródło dochodów wiąże się z ryzykiem zgonu większym o 86%, zaś zasiłek dla bezrobotnych – o 67%. Pozostawanie na utrzymaniu rodziny wiąże się z ryzykiem zgonu zwiększonym o 34%. Praca dorywcza oraz samodzielna działalność gospodarcza jako główne źródła utrzymania to odpowiednio 23% i 29% większe ryzyko zgonu niż zatrudnienie na pełnym etacie.

Osoby przyjęte do leczenia, które było podstawą zakwalifikowania do kohorty, z diagnozą: „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów” (F11) mają o 50% wyższe ryzyko zgonu niż pacjenci z pozostałymi diagnozami. Funkcje skumulowanego przeżycia oraz funkcje skumulowanego ryzyka zgonu względem czasu obserwacji dla osób z problemem opiatów oraz dla pozostałych prezentują wykresy 12 i 13.

Wykres 12. Funkcja przeżycia dla osób z diagnozą F11 i pozostałych (skumulowane proporcje osób, które przeżyły kolejne lata obserwacji)



Wykres 13. Funkcja współczynnika ryzyka zgonu dla osób z diagnozą F11 i pozostałych



Istotnym czynnikiem ryzyka zgonu jest efekt ostatniego leczenia. Pacjenci, którzy pierwsze leczenie zakończyli z poprawą mają o 70% wyższe ryzyko zgonu, niż pacjenci, którzy zostali uznani za wyleczonych. Pacjenci wypisani bez poprawy niewiele się różnią od wypisanych z poprawą, ryzyko ich zgonu jest o 99% wyższe, niż pacjentów uznanych za wyleczonych. Przedziały ufności dla pacjentów wypisanych z poprawą i bez poprawy zachodzą na siebie, można zatem przyjąć, iż nie ma między nimi różnic istotnych statystycznie. Pacjenci wypisani z pogorszeniem odznaczają się grubo ponad sześciokrotnym ryzykiem zgonu w stosunku do uznanych za wyleczonych. Warto zauważyć, że mamy tu dwie linie podziału, pierwsza przebiega między pacjentami uznanymi za wyleczonych, a pacjentami wypisanymi z poprawą i bez poprawy, druga natomiast wyróżnia osoby wypisane z pogorszeniem.

Utracone lata życia

Jednym ze wskaźników demograficznych często wykorzystywanych do analiz zgonów jest wskaźnik liczby lat utraconych w wyniku przedwczesnego zgonu.

W tabeli 15 zestawiono liczby lat utraconych przez badanych zmarłych w poszczególnych latach ogółem oraz ze względu na płeć. Dla całego okresu badania liczbę utraconych lat życia oszacowano na 191 684. Liczba utraconych lat życia rośnie w kolejnych latach co wynika ze wzrostu liczby zgonów. Najwięcej utraconych lat życia wiąże się ze zgonami w 2011 r. Dane o zgonach za 2013 r. są niepełne, stąd wynikać może znacznie niższa wartość wskaźnika dla tego roku.

Trzeba dodać, że z ogólnej liczby utraconych lat życia 181 414 przypada na osoby, które zmarły w wieku produkcyjnym lub przedprodukcyjnym, tzn. przed osiągnięciem 65 lat w przypadku mężczyzn (144 857 utraconych lat) oraz 60 lat w przypadku kobiet (36 557 utraconych lat).

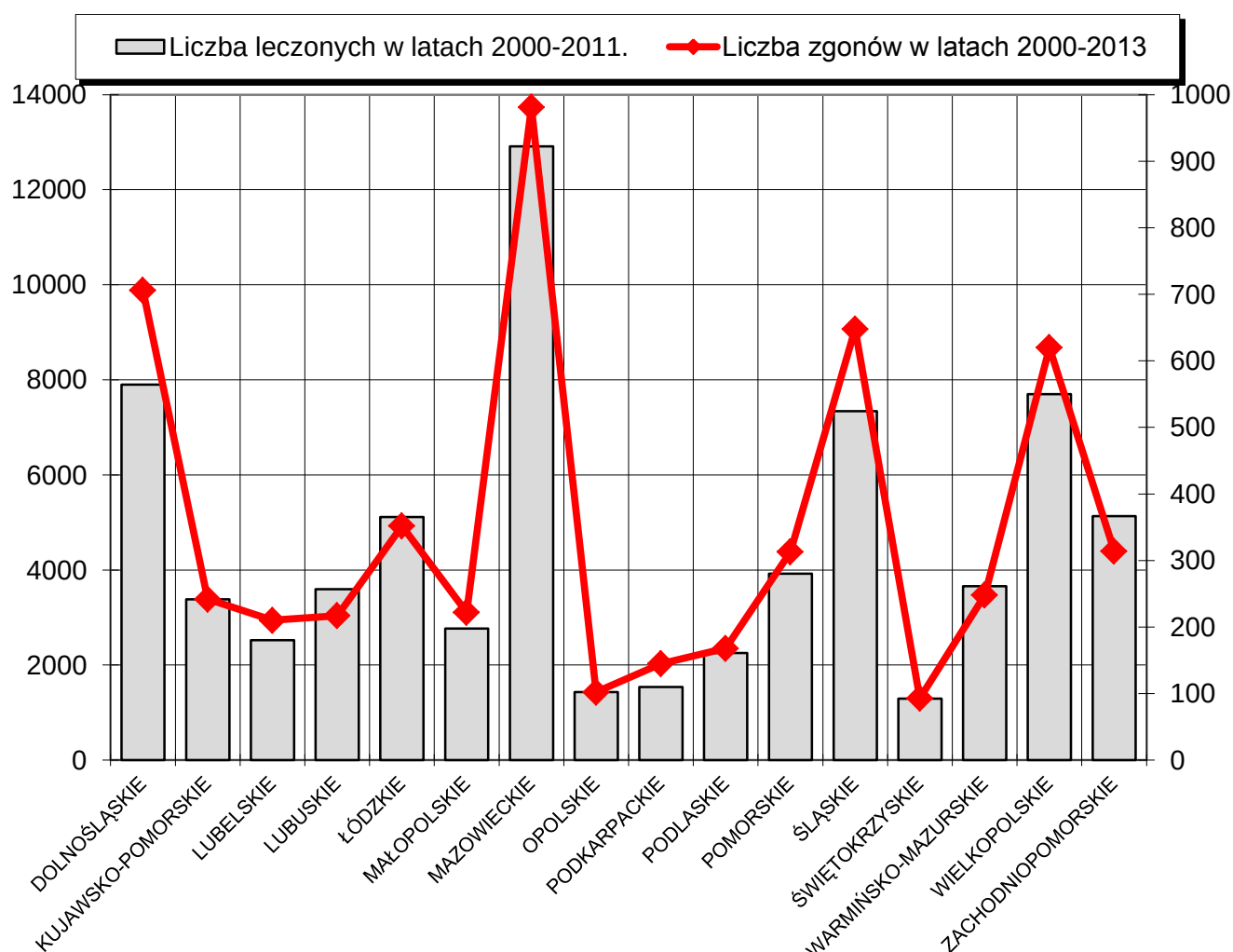
Dane z tabeli 16 przedstawiają średnie liczby utraconych lat życia przypadające na jednego zmarłego. Średnia liczba utraconych lat życia dla całego okresu badania wynosi prawie 33,5 lat. Średnia liczba utraconych lat życia wykazuje trend spadkowy. Zmarli w 2000 roku tracili średnio 39,2 lat na osobę, zmarli w 2011 r. – 29,1 lat. Zmarli mężczyźni tracili średnio na osobę więcej lat życia niż kobiety, wskaźnik ten dla mężczyzn wynosi 34,8 i dla kobiet – 29,6. Trzeba też zauważyć, że trend spadkowy średniej liczby utraconych lat życia wśród kobiet jest znacznie silniejszy niż wśród mężczyzn. W 2000 r. praktycznie nie notowano różnic w tym względzie między mężczyznami i kobietami, w 2011 r. średnia dla kobiet (25,1) jest wyraźnie niższa niż dla mężczyzn (31,3).

Zróznicowanie średni liczby utraconych lat życia ze względu na płeć wiązać się może ze średnio starszym wiekiem zgonu kobiet i mężczyzn. Średnia wieku zgonu kobiet wynosiła 53,7 lat, podczas gdy mężczyzn – 39,5 lat. Ta znaczna różnica kompensuje z nawiązką ogólnie wyższą dla kobiet przewidywaną długość życia.

Umieralność, a zgłaszalność do leczenia

Proste porównanie liczby zgonów z liczbą osób podejmujących leczenie wg województwa zamieszkania sugeruje, że zróżnicowanie zgonów przebiega podobnie jak zróżnicowanie zgłaszalności do leczenia. Na wykresie 14 zestawiono liczby mieszkańców poszczególnych województw przyjętych do leczenia w latach 2000-2011 (lewa oś wykresu) oraz liczby zmarłych mieszkańców tych województw odnotowane w latach 2000-2013 (prawa oś wykresu).

Wykres 14. Liczba zgonów w latach 2000-2013, a liczba leczonych stacjonarnie w latach 2000-2011

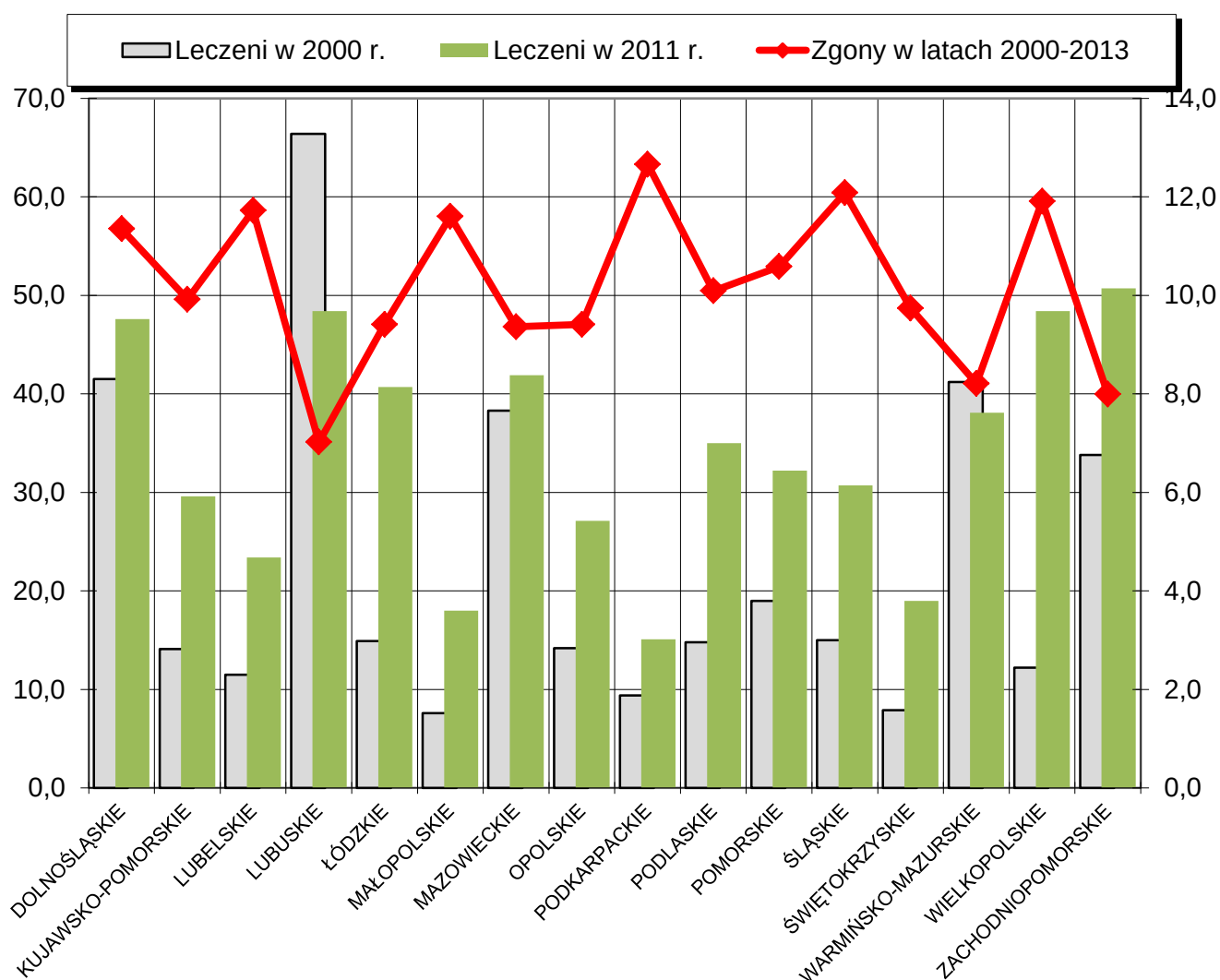


Liczby zmarłych mieszkańców poszczególnych województw, w ogólnych zarysach, korespondują z liczbami leczonych, chociaż odnotować warto pewne odchylenia. W województwach:

Dolnośląskim, Mazowieckim, Śląskim oraz Wielkopolskim odnotować trzeba pewną nadwyżkę liczby zgonów, zaś w województwach: Lubuskim i Zachodniopomorskim zmarłych obserwuje się mniejszą liczbę zmarłych niż można by przewidywać na podstawie liczby zgłaszających się do leczenia. Powyższe zestawienie nie uwzględnia różnicowań związanych z liczbą mieszkańców ani z okresem obserwacji.

Na wykresie 15 zaprezentowano surowe współczynniki zgonu dla lat 2000-2013 oraz współczynniki przyjętych do leczenia na 100 tys. mieszkańców w 2000 r. oraz w 2011 r.

Wykres 15. Surowe współczynniki zgonów za lata 2000-2013, a współczynniki przyjętych do leczenia stacjonarnego na 100 tys. mieszkańców w 2000 r. i 2011 r.



W 2000 roku najwyższymi współczynnikami przyjętych do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków charakteryzowały się Lubuskie, Dolnośląskie i Warmińsko-Mazurskie, zaś najniższymi – Małopolskie, Świętokrzyskie oraz Podkarpackie. W latach 2000-2011 współczynniki przyjętych do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków spadły tylko w dwóch województwach – Lubuskim i Warmińsko-Mazurskim. Wzrosły we wszystkich pozostałych, przy czym najwyższe wzrosty wystąpiły w Wielkopolskim, Łódzkim i Świętokrzyskim.

Najniższe surowe współczynniki zgonu występują w województwach: Lubuskim, Zachodniopomorskim oraz Warmińsko-Mazurskim, czyli w województwach gdzie nastąpił spadek współczynników przyjętych do leczenia (dwa pierwsze województwa) lub wzrost poniżej średniego wzrostu dla kraju – Województwo Zachodniopomorskie. Trzeba dodać, iż województwa te odznaczały się też bardzo wysokimi współczynnikami przyjętych dla leczenia w 2000 r.

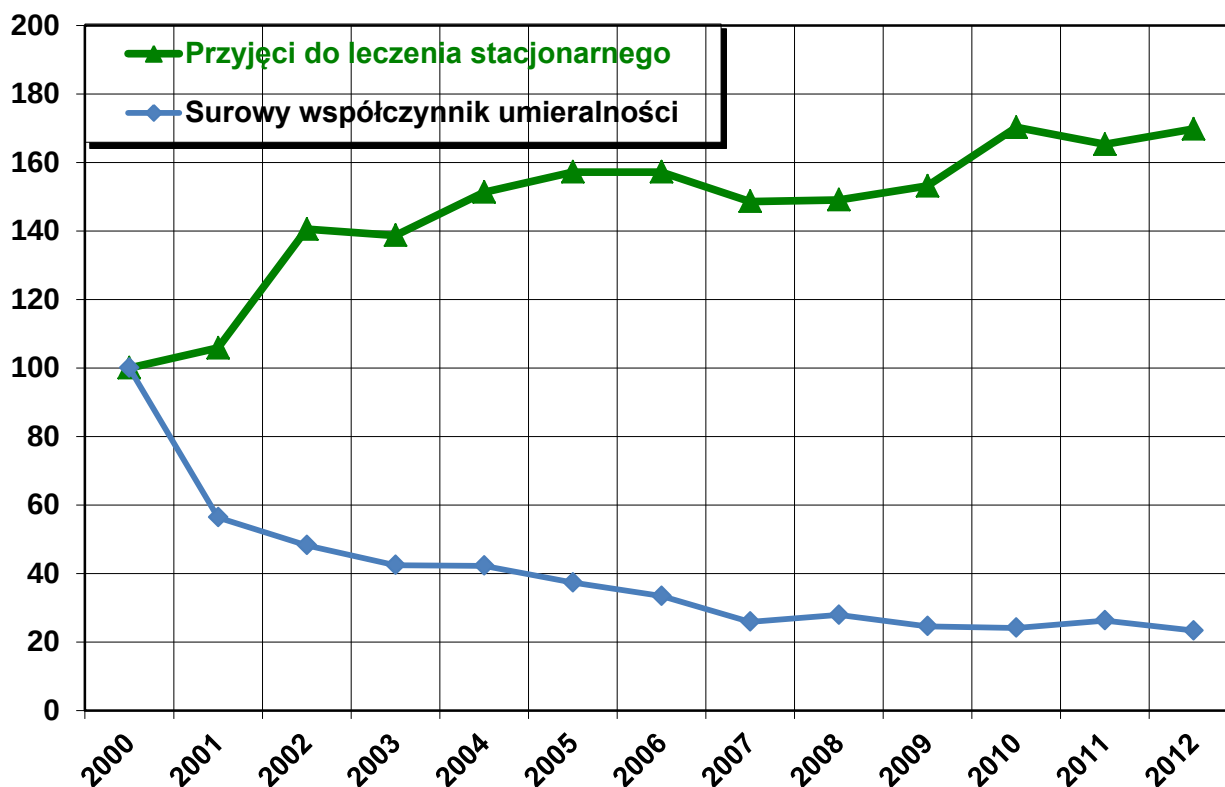
Najwyższe surowe współczynniki zgonów notuje się w województwach: Podkarpackim, Śląskim i Wielkopolskim. Województwo Podkarpackie znalazło się w 2000 r. wśród trzech województw o najniższych współczynnikach zgłaszalności do leczenia stacjonarnego, zaś Wielkopolskie zajęło piąte miejsce licząc od najniższego współczynnika. Jednocześnie w tym województwie notujemy największy bo niemal czterokrotny wzrost zgłaszalności do leczenia. Wzrost ten w Śląskim był wyższy niż średnio w kraju, zaś w Podkarpackim lokował się na poziomie średniej ogólnopolskiej.

Zróżnicowania wojewódzkie zdają się sugerować, iż wyższa umieralność może wiązać się z niższymi współczynnikami zgłaszalności do leczenia stacjonarnego, zaś niższa umieralność z wysoką zgłaszalnością do leczenia.

Na wykresie 16 zestawiono współczynniki dynamiki surowych współczynników zgonów oraz współczynników przyjęć do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków na 100 tys. mieszkańców w całym kraju w latach 2000-2012.

Trendy w przyjęciach do leczenia stacjonarnego oraz w umieralności układają się odmiennie. Surowy współczynnik zgonów wykazuje zamierający trend spadkowy przechodzący stabilizację, zaś współczynnik przyjętych do leczenia wykazuje trend rosnący przechodzący w stabilizację naznaczona fluktuacjami. Warto zauważyć, iż największa dynamika obu współczynników, chociaż o przeciwnych kierunkach, przypada na pierwszą połowę poprzedniej dekady.

Wykres 16. Dynamika umieralności wśród problemowych użytkowników narkotyków, a dynamika zgłaszalności do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków (indeks – dane za 2000 = 100).



Kierunek współzmienności obu współczynników zdaje się sugerować rolę podjęcia leczenia jako czynnika chroniącego przed przedwczesnym zgonem. Zasadność takiej sugestii wymagałaby przyjęcia założenia, iż w badanym okresie liczba problemowych użytkowników narkotyków nie uległa znacznemu wzrostowi, co wydaje się mało prawdopodobne.

Trend umieralności, a trend zgonów z powodu przedawkowania narkotyków

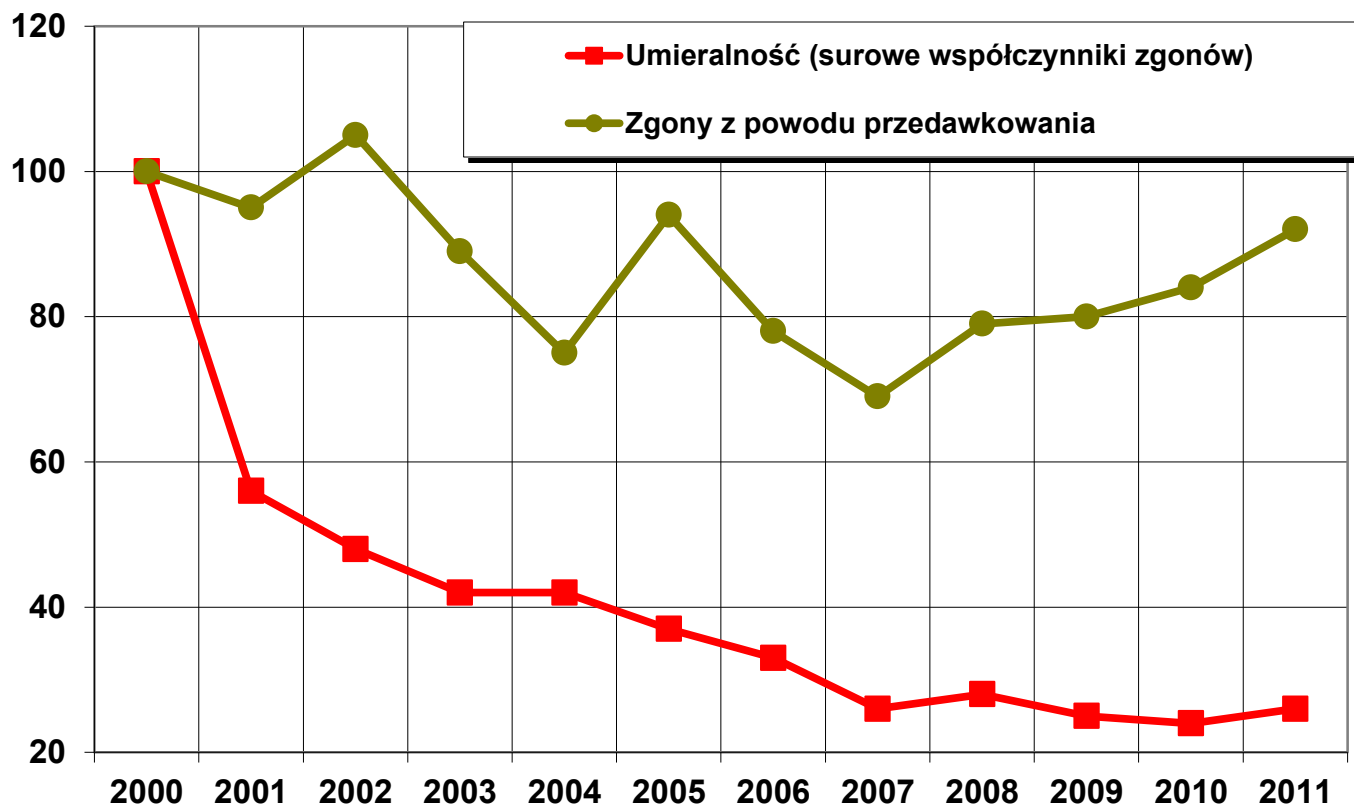
Badania kohortowe umieralności problemowych użytkowników narkotyków starają się odpowiedzieć na pytanie o to, w jakim stopniu problemowe używanie narkotyków i związany z tym styl życia przyczyniają się do zwiększonego ryzyka przedwczesnego zgonu. Nie zakłada się tu bezpośredniej zależności przyczynowej między śmiercią, a używaniem narkotyków. O takiej bezpośredniej zależności możemy mówić tylko w przypadku orzeczenia przez lekarza uzależnienia od narkotyków przyczyny zgonu lub zatrucia narkotykiem, np. w wyniku śmiertelnego przedawkowania. Ze względu na przepisy o ochronie danych osobowych niestety indywidualne dane o przyczynach zgonów zbierane przez GUS są niedostępne. Nie można zatem stwierdzić w jakiej części zgony potwierdzone w badaniu kohortowym spowodowane zostały przedawkowaniem narkotyków. Dostępne są natomiast dane zagregowane o przyczynach zgonów. Dane te nie w pełni korespondują z danymi z badań kohortowych, bowiem zgon z powodu przedawkowania narkotyku zdarzyć się może nie tylko problemowym użytkownikom narkotyków ale i okazjonalnym użytkownikom, a nawet komuś, kto dopiero z narkotykami eksperymentuje. Z drugiej strony wielu problemowych użytkowników narkotyków umiera z innych powodów, niż przedawkowania narkotyków lub uzależnienie od nich.

Źródłem danych o zgonach związanych z narkotykami jest rejestr zgonów Głównego Urzędu Statystycznego. Wedle definicji zgonu związanego z narkotykami (drug related death) przyjętej przez Europejskie Centrum Monitorowania Narkotyków i Narkomanii (European Monitoring Center for Drugs and Drug Addiction – EMCDDA) jest to zgon z powodu przedawkowania narkotyku. Dane zostały wyselekcjonowane wedle przyczyn spełniających kryteria EMCDDA, jako zgony związane z narkotykami (Malczewski et al. 2013). Podstawą wyboru była bezpośrednia przyczyna zgonu. Wybrano zgony, których przyczyną było jedna z następujących diagnoz: F11-12, F14-16, F19, X42, X62, Y12, X44, X64, Y14 wedle ICD 10.

W latach 2000-2013 z powodu przedawkowania narkotyków umierało rocznie 214-324 osób. Można zatem przypuszczać, iż przedawkowanie nie było dominującą przyczyną zgonu w badaniach kohortowych.

Dynamikę umieralności problemowych użytkowników narkotyków oraz liczby zgonów z powodu przedawkowania narkotyków w latach 2000-2011 prezentuje wykres 17.

Wykres 17. Dynamika umieralności wśród problemowych użytkowników narkotyków, a dynamika zgonów z powodu przedawkowania narkotyków w latach 2000-2011 (współczynniki dynamiki – indeks dane za 2000 r. = 100).



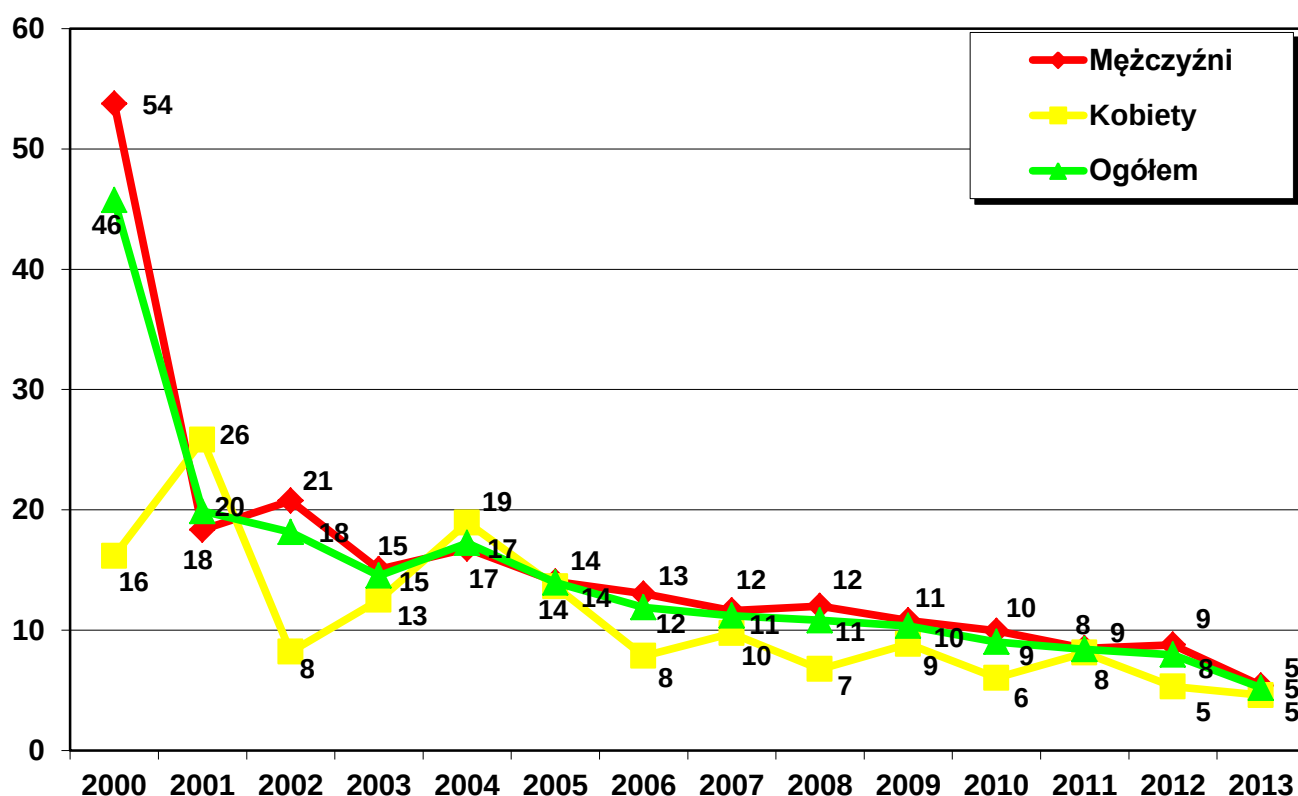
Trendy umieralności i zgonów z powodu przedawkowania narkotyków układają się odmiennie. Pierwszy z nich wykazuje charakter spadkowy, drugi w latach 2000-2007 także był spadkowy, chociaż ze znacznymi fluktuacjami, zaś w latach 2007-2011 – wzrostowy. W efekcie w 2011 r. surowy współczynnik zgonów stanowił tylko 26% współczynnika z 2000 r. podczas gdy liczba zgonów z powodu przedawkowania wynosiła – 92% notowanej w 2000 r., czyli niewiele od niej odbiegała.

Umieralność osób z problemem opioidów

Badani z diagnozą „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów – F11” wyróżniali się surowym współczynnikiem zgonów wyższym od przeciętnej dla wszystkich badanych. Wznosi on 11,51 dla całego okresu badania.

Dane na wykresie 18 pokazują wyraźny trend spadkowy tego współczynnika w kolejnych latach obserwacji. Największy skokowy spadek nastąpił w 2001 r., w kolejnych latach tempo spadku zmniejsza się, ale trend spadkowy utrzymuje się z pewnymi fluktuacjami do 2013 r. W 2000 r. notowano 46 zgonów na 1000 osobołat, podczas gdy 2013 r. – 5.

Wykres 18. Surowe współczynniki zgonów dla osób z problemem opioidów na 1000 osobołat wg lat obserwacji

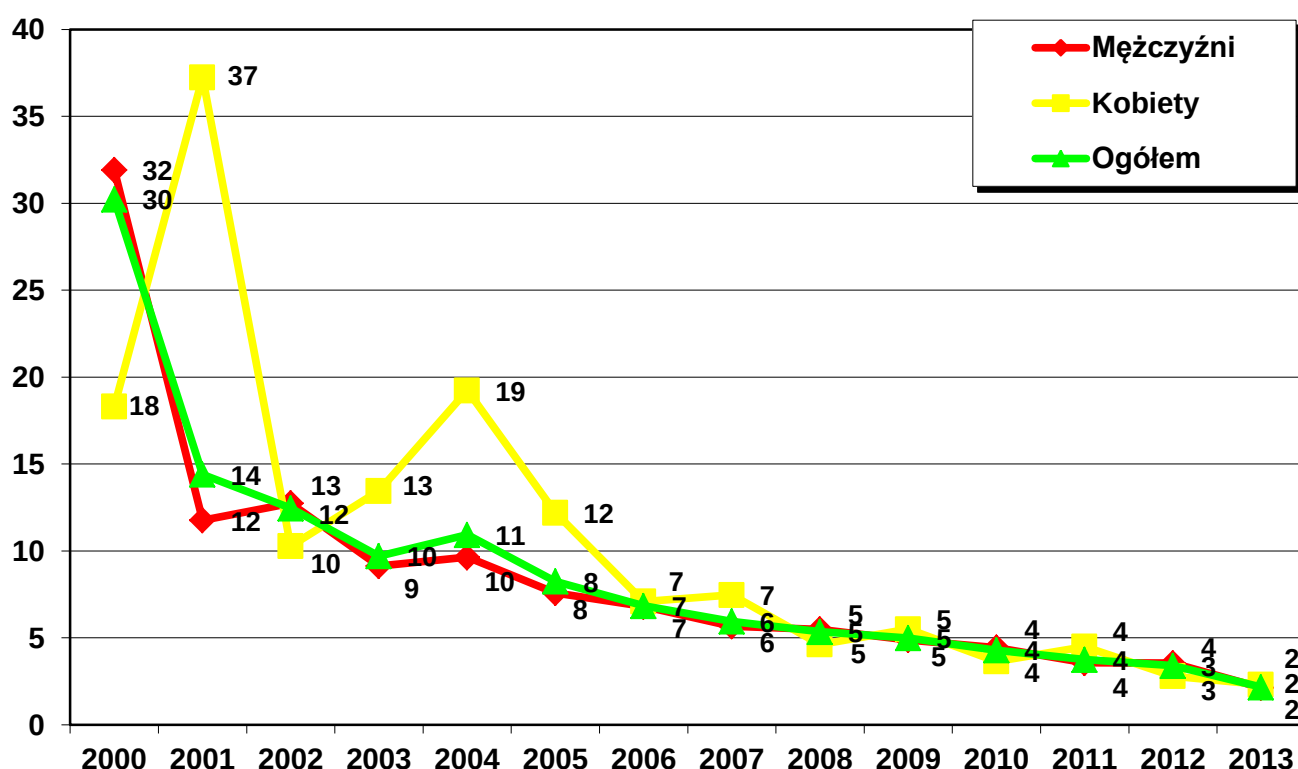


Trendy surowych współczynników zgonów dla mężczyzn i kobiet układają się podobnie, chociaż trzeba wskazać na pewne odmienności dotyczące zwłaszcza lat 2000-2003. Krzywa dla kobiet w tym okresie jest bardzo niestabilna – może być to efektem zaburzeń losowych związanych ze

znacznie mniejszą liczbą kobiet w badaniu, a w ślad za tym znikomą liczbą zgonów oraz osobolat obserwacji. W kolejnych latach krzywe wyrównują się i ich przebieg doprowadza do zatarcia się różnic między mężczyznami i kobietami w wielkości surowego współczynnika zgonów.

Trendy standaryzowanych współczynników umieralności uwzględniających także wpływ umieralności w populacji generalnej ilustruje wykres 19.

Wykres 19. Standaryzowane współczynniki umieralności dla osób z problemem opioidów wg lat obserwacji



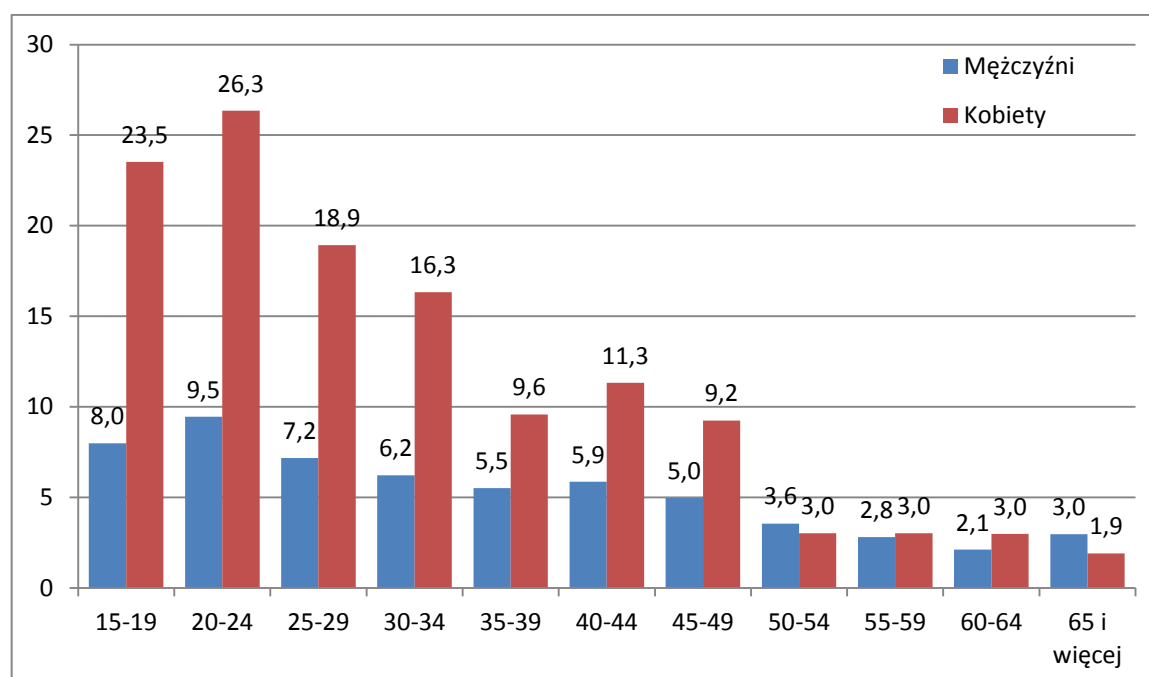
Krzywa standaryzowanych współczynników umieralności dla wszystkich badanych przebiega podobnie jak krzywa surowych współczynników zgonów. Różnice pojawiają się gdy analizujemy osobno mężczyzn i kobiety. Kształt krzywych pozostaje podobny, jednak krzywa dla kobiet ulega przesunięciu w kierunku wyższych wartości, zwłaszcza w części odnoszącej się do lat 2000-2005.

Warto zauważyć, że standaryzowany współczynnik umieralności dla osób włączonych do badania z diagnozą F11 zmniejszył się w latach 2000-2013 bardziej niż analogiczny współczynnik dla ogółu badanych. Ten pierwszy spadł szesnastokrotnie, podczas gdy ten drugi – ośmiopięćkrotnie. W 2013 r. oba znalazły się na tym samym poziomie.

Standaryzowany współczynnik umieralności dla osób włączonych do badania z diagnozą „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów – F11” w całym okresie badania wynosi 5,88. Oznacza to, iż umieralność problemowych użytkowników opioidów jest blisko sześć razy większa od umieralności oczekiwanej dla grupy o takiej samej strukturze płci i wieku pochodzącej z populacji generalnej. Standaryzowany współczynnik umieralności jest zróżnicowany ze względu na płeć. Dla mężczyzn wynosi 5,79, a dla kobiet 6,34. Warto zauważyć, iż te wartości są znacznie wyższe niż w przypadku całej badanej grupy. Ponadto zróżnicowanie ze względu na płeć jest mniejsze niż w przypadku wszystkich badanych.

Zróżnicowanie standaryzowanego współczynnika umieralności ze względu na płeć i wiek ilustruje wykres 20.

Wykres 20. Standaryzowane współczynniki umieralności dla osób z problemem opioidów dla lat 2000-2013 dla poszczególnych grup wiekowych wg płci



W kategoriach wiekowych od 15 lat do 49 lat współczynniki dla kobiet są wyższe niż dla mężczyzn. Zróżnicowanie ze względu na płeć jest najsilniejsze w najmłodszej kategorii wiekowej (15-19 lat) i

wykazuje tendencję spadkową wraz z przechodzeniem do starszych kategorii wiekowych, aż do kategorii 35-39 lat. W starszych kategoriach wiekowych fluktuuje, od 50 roku życia współczynniki dla kobiet i mężczyzn przestają się znacząco różnić.

I dla kobiet i dla mężczyzn najwyższe standaryzowane współczynniki umieralności występują w kategorii wiekowej 20-24 lat. W tej kategorii problemowi użytkownicy opioidów odznaczają się 9,5 razy wyższą umieralnością od mężczyzn z populacji generalnej, zaś problemowe użytkowniczki opioidów – aż ponad 26 razy wyższą umieralnością niż ich odpowiedniczki z populacji generalnej.

Podsumowanie

Analiza umieralności 12 kohort osób przyjętych do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków w latach 2000-2011, a obserwowanych w latach 2000-2013 wykazała iż:

1. W całym okresie obserwacji zmarło 5727 badanych, tj. 7,7% badanych (średnio rocznie umierało 0,6% badanych). Surowy współczynnik zgonów dla całego okresu badania wynosił 10,2 zgonów na 1000 osobolat i wykazywał w kolejnych latach obserwacji trend spadkowy.
2. Analizy przeżycia wskazują na trend spadkowy umieralności – kohorta z 2000 r. odznaczała się najwyższym skumulowanym ryzykiem zgonu w kolejnych latach obserwacji.
3. Standaryzowane współczynniki zgonów przewyższają surowe współczynniki i także wykazują trend spadkowy.
4. Standaryzowane współczynniki umieralności dla całego okresu badania wynosi 2,31 (3,86 dla kobiet i 2,31 dla mężczyzn). Współczynnik ten przybiera najwyższe wartości dla kobiet z trzech sąsiadujących kategorii wiekowych: 20-24 lata – 13,0, 25-29 lat – 11,4 oraz 30-34 lata – 12,5.
5. Jak wynika z analiz dwuzmiennowych surowe współczynniki zgonów są wyższe dla mężczyzn niż kobiet, rosną wraz z wiekiem, poziomem wykształcenia oraz są wyższe dla osób, które pozostawały w związku małżeńskim (rozwidzeni, wdowy i wdowcy), mają status emeryta, rencisty lub żyją głównie z zasiłków pomocy społecznej, są mieszkańcami domów pomocy społecznej lub osobami bezdomnymi, względnie mieszkają samotnie, a także te, które zostały włączone do kohorty z diagnozą „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów – F11” osoby, oraz te, które pierwsze leczenie zakończyły z pogorszeniem choroby.
6. Wyniki analiz wielozmiennowych wskazują na płeć, wiek, województwo zamieszkania, źródło utrzymania, sytuację mieszkaniową, diagnozę, oraz efekt leczenia jako czynniki ryzyka zgonu. Zwiększonemu ryzyku zgonu sprzyjają: płeć męska, wykształcenie podstawowe, bezdomność lub zamieszkiwanie samotne, utrzymywanie się z zasiłków pomocy społecznej lub renty, diagnoza: „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów” w czasie włączenia do badania, efekt leczenia oceniany jako pogorszenie.
7. Poziom umieralności wśród problemowych użytkowników narkotyków jest zróżnicowany terytorialnie – najwyższymi surowymi współczynnikami zgonów odznaczają się

województwa: Podkarpackie, Śląskie oraz Wielkopolskie. Najniższymi wskaźnikami charakteryzują się województwa: Lubuskie, Zachodniopomorskie oraz Warmińsko-Mazurskie. Po wyeliminowaniu wpływu cech społeczno-demograficznych najwyższym ryzykiem zgonu odznaczają się województwa: Śląskie, Dolnośląskie oraz Lubelskie.

8. Średnia liczba utraconych lat życia w wyniku przedwczesnego zgonu przypadająca na jednego zmarłego wykazuje trend spadkowy w okresie obserwacji, przy czym trend ten jest silniejszy w przypadku kobiet niż mężczyzn.
9. Różnicowanie wojewódzkie umieralności nie koresponduje z różnicowaniem zgłaszalności do leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków. Także trend umieralności odbiega od trendu zgłaszalności do leczenia.
10. Surowe współczynniki zgonów obserwowane w badaniu kohortowym spadły znacznie bardziej niż liczba zgonów bezpośrednio związanych z używaniem narkotyków odnotowana na podstawie danych GUS.
11. Umieralność wśród osób włączonych do badania z diagnozą „Zaburzenia psychiczne i zaburzenia zachowania spowodowane używaniem opiatów (F11)” jest wyższa niż dla wszystkich pacjentów – wykazuje także trend spadkowy i to o większym nasileniu.

Wnioski

Wyniki analiz umieralności wśród osób przyjmowanych dla leczenia stacjonarnego z powodu problemu narkotyków w latach 2000-2004 skłania do sformułowania kilku wniosków i rekomendacji:

1. Trend spadkowy umieralności w latach 2000-2013 zdaje się wskazywać na postępy w osiąganiu celów kolejnych edycji Krajowego Programu Przeciwdziałania Narkomanii, wśród których ważne miejsce zajmuje poprawa stanu zdrowia problemowych użytkowników narkotyków.
2. Odmienne rozkłady surowych współczynników zgonów według województw niż wskaźników zgłaszalności do leczenia sugerują rolę innych czynników warunkujących umieralność niż tylko rozpowszechnienie narkomanii. Województwa o najwyższych

wskaźnikach umieralności powinny uwzględnić kwestie przeciwdziałania przedwczesnym zgonom w priorytetach swoich wojewódzkich programach przeciwdziałania narkomanii.

3. Wyższe o połowę ryzyko zgonu, wśród osób, dla których głównym problemem jest nadużywanie opioidów, niż wśród pozostałych problemowych użytkowników narkotyków, potwierdza znaną tezę o szczególnie destruktywnym charakterze tych środków. Trend spadkowy surowych współczynników zgonów w tej grupie, nie odbiegający od trendu wśród wszystkich badanych pod względem kształtu krzywej, ale o większym nasileniu zmian sugerować może, iż trend spadkowy nie jest uwarunkowany jedynie zmniejszeniem się popularności opioidów na rzecz mniej groźnych substancji we wzorach problemowego używania narkotyków.
4. Niemal dwukrotnie mniejsze ryzyko zgonu w grupie osób uznanych za wyleczone przy zakończeniu pierwszego leczenia niż w grupie osób kończących leczenia z poprawą lub bez poprawy sugeruje ważność czynnika pełnego sukcesu leczenia. Można zatem konkludować, że pełny sukces może być w tym kontekście czynnikiem chroniącym, sama poprawa tu nie wystarcza.
5. Zwiększone ryzyko zgonu osób bezdomnych lub zamieszkałych w domach pomocy społecznej oraz osób utrzymujących się z zasiłków pomocy społecznej lub rent wskazuje na istotną rolę sytuacji społecznej problemowych użytkowników narkotyków. Wyniki badania sugerują, iż czynnikami chroniącymi przed przedwczesną śmiercią mogą być utrzymanie się w pracy etatowej oraz wsparcie społeczne wynikające z wspólnego zamieszkiwania w gospodarstwie domowym. Jeśli uznać to za wskaźniki integracji społecznej, to potwierdzenia znajduje teza o chroniącej roli tego czynnika.
6. Odmienne trendy w umieralności problemowych użytkowników narkotyków i zgonów z powodu przedawkowania narkotyków sugerują odmiennność uwarunkowań. Można także postulować położenie większego nacisku w szeroko pojętych aktywnościach nakierowanych na redukcję szkód na działanie zapobiegające zgonom z powodu przedawkowania narkotyków.

TABELE

Tabela 1. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2004 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19)

	liczba osób	wskaźnik na 100 000 mieszkańców
2000	8590	22,2
2001	9096	23,5
2002	11915	31,2
2003	11778	30,8
2004	12836	33,6
2005	13320	34,9
2006	13198	34,6
2007	12582	33,0
2008	12627	33,1
2009	12982	34,0
2010	14444	37,8
2011	14150	36,7

Tabela 2. Przyjęci po raz pierwszy i przyjęci ogółem w latach 2000-2004 do leczenia stacjonarnego z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19)

	Pierwszorazowi	Wszyscy	Odsetek pierwszorazowych
2000	5075	8590	59,1
2001	5617	9096	61,8
2002	6537	11915	54,9
2003	6693	11778	56,8
2004	6947	12836	56,4
2005	7024	13320	55,9
2006	6480	13198	52,7
2007	5690	12582	50,1
2008	5511	12627	49,1
2009	5682	12982	48,3
2010	6439	14444	49,2
2011	6619	14150	50,2

Tabela 3. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2004 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19) wg płci

	Mężczyźni		Kobiety	
	N	%	N	%
2000	6702	78,0	1888	22,0
2001	7006	77,0	2090	23,0
2002	8633	76,8	2608	23,2
2003	8952	76,0	2826	24,0
2004	9808	76,4	3028	23,6
2005	10181	76,4	3139	23,6
2006	10030	76,0	3168	24,0
2007	9493	75,4	3089	24,6
2008	9355	74,1	3272	25,9
2009	9650	74,3	3332	25,7
2010	10881	75,3	3563	24,7
2011	10445	73,8	3705	26,2

Tabela 4. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2004 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19) wg wieku (odsetki pacjentów)

Struktura wieku	-15	16-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45 +	Razem
2000	2,9	24,2	30,5	14,3	7,9	6,7	5,5	7,9	100
2001	2,8	24,9	31,6	14,8	7,1	5,8	4,9	8,1	100
2002	2,3	23,7	31,6	15,4	7,2	5,3	4,9	9,6	100
2003	2,6	19,8	31,3	16,7	7,7	5,5	5,1	11,3	100
2004	2,4	17,2	30,3	17,8	8,3	5,7	5,7	12,7	100
2005	1,9	16,3	29,0	19,5	9,0	5,6	5,1	13,6	100
2006	2,1	14,4	26,3	19,9	10,2	5,9	5,4	15,9	100
2007	1,9	12,2	23,5	21,4	11,5	6,4	5,6	17,4	100
2008	1,9	10,8	20,4	23,0	12,8	7,4	5,6	18,2	100
2009	2,0	9,3	18,2	23,2	14,2	7,8	5,5	19,7	100
2010	2,1	10,2	17,5	22,1	15,3	8,4	5,8	18,6	100
2011	2,0	10,5	15,7	21,2	15,4	9,1	6,0	20,1	100

Tabela 5. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 1997-2005 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19) wg typów używanych środków

Liczby pacjentów

	Opiaty	Konopie	Uspokajające i nasenne	Kokaina	Inne stymulanty	Halucynogeny	Wziewne	Mieszane i nieokreślone
2000	3383	246	769	50	502	62	449	3129
2001	3674	269	724	19	544	61	340	3465
2002	3609	409	1074	98	966	62	397	5300
2003	2745	356	1187	107	1054	74	321	5934
2004	2573	382	1350	107	1115	49	269	6991
2005	2488	397	1417	85	1071	49	226	7587
2006	2258	378	1340	33	1036	49	175	7929
2007	2055	336	1296	24	752	32	137	7950
2008	2173	370	1383	35	555	22	100	7989
2009	1910	422	1641	19	484	19	74	8412
2010	1800	439	1712	28	509	29	48	9879
2011	1097	425	1841	36	493	38	54	10166

Odsetki pacjentów

	Opiaty	Konopie	Uspokajające i nasenne	Kokaina	Inne stymulanty	Halucynogeny	Wziewne	Mieszane i nieokreślone
2000	39,4	2,9	9,0	0,6	5,8	0,7	5,2	36,4
2001	40,4	3,0	8,0	0,2	6,0	0,7	3,7	38,1
2002	30,3	3,4	9,0	0,8	8,1	0,5	3,3	44,5
2003	23,3	3,0	10,1	0,9	8,9	0,6	2,7	50,4
2004	20,0	3,0	10,5	0,8	8,7	0,4	2,1	54,5
2005	18,7	3,0	10,6	0,6	8,0	0,4	1,7	57,0
2006	17,1	2,9	10,2	0,3	7,8	0,4	1,3	60,1
2007	16,3	2,7	10,3	0,2	6,0	0,3	1,1	63,2
2008	17,2	2,9	11,0	0,3	4,4	0,2	0,8	63,3
2009	14,7	3,3	12,6	0,1	3,7	0,1	0,6	64,8
2010	12,5	3,0	11,9	0,2	3,5	0,2	0,3	68,4
2011	7,8	3,0	13,0	0,3	3,5	0,3	0,4	71,8

Tabela 6. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2011 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19) wg województwa zamieszkania pacjenta (liczby pacjentów)

Województwo	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
POLSKA	8590	9096	11915	11778	12836	13320	13298	12582	12627	12982	14444	14150
Dolnośląskie	1236	1337	1465	1432	1313	1351	1383	1267	1283	1321	1351	1389
Kujawsko-Pomorskie	297	309	435	501	586	500	565	531	579	522	674	620
Lubelskie	256	228	324	373	496	379	402	431	459	490	510	508
Lubuskie	680	770	773	657	640	688	688	587	557	515	539	495
Łódzkie	396	476	616	758	987	994	889	844	914	976	1212	1033
Małopolskie	244	190	256	315	364	396	418	442	422	520	574	602
Mazowieckie	1941	2235	2786	2531	2522	2607	2534	2539	2490	2454	2681	2208
Opolskie	154	165	193	215	244	233	226	215	223	220	245	275
Podkarpackie	200	146	210	232	293	259	234	209	205	204	251	321
Podlaskie	181	190	250	330	370	416	423	403	421	404	418	421
Pomorskie	417	416	540	619	666	730	728	631	627	600	692	734
Śląskie	729	730	991	1114	1234	1344	1180	1137	1099	1022	1280	1423
Świętokrzyskie	105	119	135	168	200	223	232	245	211	223	213	243
Warmińsko-Mazurskie	604	571	607	620	639	658	551	572	559	521	552	553
Wielkopolskie	408	503	776	900	1024	1116	1393	1289	1281	1506	1623	1670
Zachodnio-pomorskie	585	589	703	794	820	785	884	781	787	844	904	873
Braki danych i obcokrajowcy	157	122	855	219	438	641	468	459	510	640		728

Tabela 7. Przyjęci do leczenia stacjonarnego w latach 2000-2011 z powodu zaburzeń psychicznych i zaburzeń zachowania spowodowanych używaniem substancji psychoaktywnych (ICD X: F11-F16, F18, F19) wg województwa zamieszkania pacjenta (wskaźniki na 100 tys. mieszkańców)

Województwo	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
POLSKA	22,2	23,5	31,2	30,8	33,6	34,9	34,9	33,0	33,1	34,0	37,8	36,7
Dolnośląskie	41,5	45,0	50,4	49,4	45,3	46,8	48,0	44,0	44,6	45,9	47,0	47,6
Kujawsko-Pomorskie	14,1	14,7	21,0	24,2	28,3	24,2	27,3	25,7	28,0	25,2	32,6	29,6
Lubelskie	11,5	10,2	14,7	17,0	22,7	17,4	18,5	19,8	21,2	22,7	23,7	23,4
Lubuskie	66,4	75,2	76,6	65,2	63,4	68,2	68,2	58,1	55,2	51,0	53,3	48,4
Łódzkie	14,9	18,0	23,6	29,2	38,1	38,6	34,6	33,0	35,9	38,3	47,7	40,7
Małopolskie	7,6	5,9	7,9	9,7	11,2	12,1	12,8	13,5	12,8	15,8	17,4	18,0
Mazowieckie	38,3	44,0	54,4	49,3	49,1	50,5	49,0	49,0	47,8	47,1	51,2	41,9
Opolskie	14,2	15,2	18,1	20,4	23,2	22,2	21,7	20,8	21,6	21,3	23,8	27,1
Podkarpackie	9,4	6,9	10,0	11,1	14,0	12,3	11,2	9,9	9,8	9,7	11,9	15,1
Podlaskie	14,8	15,6	20,7	27,4	30,7	34,7	35,4	33,7	35,3	33,9	35,2	35,0
Pomorskie	19,0	18,9	24,8	28,3	30,4	33,2	33,0	28,6	28,2	27,0	31,0	32,2
Śląskie	15,0	15,1	20,9	23,6	26,2	28,7	25,3	24,4	23,7	22,0	27,6	30,7
Świętokrzyskie	7,9	9,0	10,4	13,0	15,5	17,4	18,1	19,1	16,6	17,5	16,8	19,0
Warmińsko-Mazurskie	41,2	38,9	42,5	43,4	44,7	46,1	38,6	40,0	39,2	36,5	38,7	38,1
Wielkopolskie	12,2	15,0	23,1	26,8	30,5	33,1	41,2	38,1	37,7	44,3	47,5	48,4
Zachodnio-pomorskie	33,8	34,0	41,4	46,8	48,4	46,3	52,2	46,2	46,5	49,8	53,4	50,7

Tabela 8. Liczebności poszczególnych kohort oraz charakterystyka społeczno-demograficzna pacjentów objętych badaniem

Zmienna	N	%
Kohorty (rok pierwszego leczenia)		
2000	6868	9,3
2001	5461	7,4
2002	6591	8,9
2003	6174	8,3
2004	6412	8,6
2005	6352	8,6
2006	6073	8,2
2007	5694	7,7
2008	5590	7,5
2009	5865	7,9
2010	6677	9,0
2011	6435	8,7
Płeć		
Mężczyźni	53247	71,8
Kobiety	20945	28,2
Wiek w momencie przyjęcia		
poniżej 15	1367	1,8
15 - 19	17295	23,3
20 - 24	17552	23,7
25 - 29	10847	14,6
30 - 34	6365	8,6
35 - 39	4627	6,2
40 - 44	4158	5,6
45 - 49	4153	5,6
50 - 54	3348	4,5
55 - 59	2013	2,7
60 - 64	1050	1,4
65 i więcej	1417	1,9

Zmienna	N	%
Stan cywilny		
Kawaler, panna	49693	67,0
Żonaty, zamężna	14789	19,9
Wdowiec, wdowa	2058	2,8
Rozwiedziony, rozwiedziona	5581	7,5
Związek nieformalny	200	0,3
Brak danych	1871	2,5
Wykształcenie		
Bez wykształcenia	1957	2,6
Podstawowe	27780	37,4
Gimnazjum (również zawodowe)	19041	25,7
Średnie	18480	24,9
Wyższe	3420	4,6
Brak danych	3514	4,7
Źródło utrzymania		
Praca etatowa	9451	12,7
Samodzielna działalność gospodarcza	2072	2,8
Praca dorywcza	2861	3,9
Rodzina	30307	40,8
Emeryt	2232	3,0
Rencista (również renta rodzinna)	8704	11,7
Zasiłek dla bezrobotnych	5239	7,1
Pomoc społeczna	2703	3,6
Inne, brak danych	10623	14,3

Zmienna	N	%
Z kim mieszka		
samotnie	6688	9,0
z rodziną	59954	80,8
z innymi osobami w indywidualnym gospodarstwie domowym	2166	2,9
dom akademicki	154	0,2
dom pomocy społecznej	208	0,3
bezdomny(a)	1239	1,7
wojsko	134	0,2
inne	1344	1,8
braki danych	2305	3,1
Województwo zamieszkania		
Dolnośląskie	7897	10,6
Kujawsko-Pomorskie	3382	4,6
Lubelskie	2525	3,4
Lubuskie	3594	4,8
Łódzkie	5111	6,9
Małopolskie	2769	3,7
Mazowieckie	12913	17,4
Opolskie	1430	1,9
Podkarpackie	1540	2,1
Podlaskie	2256	3,0
Pomorskie	3923	5,3
Śląskie	7341	9,9
Świętokrzyskie	1293	1,7
Warmińsko-Mazurskie	3656	4,9
Wielkopolskie	7699	10,4
Zachodniopomorskie	5132	6,9
za granicą Polski	95	0,1
brak danych	1636	2,2

Zmienna	N	%
Diagnoza przy wejściu do kohorty		
Problem opiatów (F11)	12228	16,5
Inne diagnozy (F12-F19)	61961	83,5
braki danych	3	0,0
Efekt leczenia		
Wyleczony	4226	5,7
Z poprawą	51325	69,2
Bez poprawy	16401	22,1
Z pogorszeniem	269	0,4
Zmarł	38	0,1
brak danych	1933	2,6

Tabela 9. Rozkład zgonów w poszczególnych kohortach 2000-2011 i okresie obserwacji 2000-2013

Kohorty	Liczba pacjentów	Liczba osobolat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobolat
2000	6868	82930	1124	13,55
2001	5461	63182	661	10,46
2002	6591	71181	637	8,95
2003	6174	60855	591	9,71
2004	6412	57769	517	8,95
2005	6352	51664	453	8,77
2006	6073	43866	376	8,57
2007	5694	35622	369	10,36
2008	5590	29574	327	11,06
2009	5865	25584	257	10,05
2010	6677	22652	226	9,98
2011	6435	15643	189	12,08
Ogółem	74192	560523	5727	10,22

Tabela 10. Rozkład zgonów w poszczególnych latach

Rok	Liczba zgonów
2000	108
2001	187
2002	258
2003	317
2004	406
2005	437
2006	460
2007	408
2008	491
2009	478
2010	517
2011	620
2012	575
2013	465
Ogółem	5727

Tabela 11. Rozkład zgonów w poszczególnych latach dla poszczególnych kohort

Kohorty	Zgony w latach														Przeżyli	Razem
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013		
2000	108	135	113	101	101	99	98	62	69	60	49	48	44	37	5744	6868
2001	0	52	86	71	69	65	55	47	55	39	30	47	24	21	4800	5461
2002	0	0	59	92	77	71	77	47	33	42	33	33	45	28	5954	6591
2003	0	0	0	53	105	86	61	35	48	38	47	31	48	39	5583	6174
2004	0	0	0	0	54	80	73	63	50	43	37	42	41	34	5895	6412
2005	0	0	0	0	0	36	59	62	53	52	53	60	32	46	5899	6352
2006	0	0	0	0	0	0	37	48	62	48	37	58	50	36	5697	6073
2007	0	0	0	0	0	0	0	44	72	54	65	50	45	39	5325	5694
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	49	61	62	55	50	50	5263	5590
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0	41	59	66	56	35	5608	5865
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45	78	61	42	6451	6677
2011	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	52	79	58	6246	6435
Ogółem	108	187	258	317	406	437	460	408	491	478	517	620	575	465	68465	74192

Tabela 12. Rozkład zgonów w poszczególnych latach w okresie obserwacji 2000-2013

Lata obserwacji	Liczba osobolat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobolat
2000	3038	108	35,55
2001	9332	187	20,04
2002	15041	258	17,15
2003	21014	317	15,09
2004	27044	406	15,01
2005	32923	437	13,27
2006	38751	460	11,87
2007	44349	408	9,20
2008	49526	491	9,91
2009	54671	478	8,74
2010	60344	517	8,57
2011	66412	620	9,34
2012	69413	575	8,28
2013	68665	465	6,77
Ogółem	560523	5727	10,22

Tabela 13. Surowe współczynniki zgonów dla wybranych kategorii pacjentów

Zmienna	Osobolata	Liczba zgonów	Surowy współczynnik zgonu
Płeć			
Mężczyźni	405832	4234	10,43
Kobiety	154691	1493	9,65
Wiek			
Ponizej 15	10990	21	1,91
15 - 19	147805	534	3,61
20 - 24	146718	852	5,81
25 - 29	79123	659	8,33
30 - 34	42751	535	12,51
35 - 39	31521	565	17,92
40 - 44	29112	582	19,99
45 - 49	28226	584	20,69
50 - 54	20762	416	20,04
55 - 59	11325	272	24,02
60-64	5638	188	33,34
65 i więcej	6552	519	79,21
Wykształcenie			
Bez wykształcenia	16933	126	7,44
Podstawowe	224856	1852	8,24
Gimnazjum	141437	1684	11,91
Średnie	134695	1423	10,56
Wyższe	22042	342	15,52
Stan cywilny			
Kawaler, panna	396593	2787	7,03
Żonaty, zamężna	103336	1513	14,64
Wdowiec, wdowa	12459	423	33,95
Rozwiedziony, rozwiedziona	37891	840	22,17
Związek nieformalny	1298	19	14,64

Zmienna	Osobolata	Liczba zgonów	Surowy współczynnik zgonu
Województwo zamieszkania			
Dolnośląskie	62213	706	11,35
Kujawsko-Pomorskie	24391	242	9,92
Lubelskie	17917	210	11,72
Lubuskie	30931	217	7,02
Łódzkie	37413	352	9,41
Małopolskie	19131	222	11,60
Mazowieckie	104783	981	9,36
Opolskie	10838	102	9,41
Podkarpackie	11451	145	12,66
Podlaskie	16650	168	10,09
Pomorskie	29579	313	10,58
Śląskie	53648	648	12,08
Świętokrzyskie	9547	93	9,74
Warmińsko-Mazurskie	30213	248	8,21
Wielkopolskie	52037	620	11,91
Zachodniopomorskie	39278	314	7,99
za granicą Polski	725	1	1,38
Źródło utrzymania			
Praca etatowa	65569	481	7,34
Samodzielna działalność gospodarcza	13689	144	10,52
Praca dorywcza	17531	176	10,04
Rodzina	249728	1276	5,11
Emeryt	11928	499	41,83
Rencista (również renta rodzinna)	63552	1418	22,31
Zasiłek dla bezrobotnych	43742	442	10,10
Pomoc społeczna	19089	395	20,69
Inne, brak danych	75692	894	11,81

Zmienna	Osobolata	Liczba zgonów	Surowy współczynnik zgonu
Z kim mieszka			
samotnie	47389	892	18,82
z rodziną	462857	4175	9,02
z innymi osobami w indywidualnym gospodarstwie domowym	15422	164	10,63
dom akademicki	1229	8	6,51
dom pomocy społecznej	1366	30	21,97
bezdomny(a)	8893	190	21,36
wojsko	1257	7	5,57
inne	9508	68	7,15
Diagnoza przy wejściu do kohorty			
Problem opiatów (F11)	113541	1307	11,51
Inne diagnozy (F12-F19)	446974	4418	9,88
Efekt leczenia			
Wyleczony	40007	159	3,97
Z poprawą	381410	4353	11,41
Bez poprawy	127339	1072	8,42
Z pogorszeniem	1861	80	42,98

Tabela 14. Czynniki umieralności narkomanów - model regresji Cox'a

Zmienna	Poziom istotności	Exp(B)	Przedział ufności	
			dolny	górny
Płeć	0,000			
Kobiety		1,000		
Mężczyźni	0,000	2,042	1,905	2,190
Wiek	0,000			
< 19		1,000		
20 - 24	0,000	1,465	1,304	1,647
25 - 29	0,000	2,057	1,809	2,339
30 - 34	0,000	3,078	2,681	3,533
35 - 39	0,000	4,395	3,823	5,053
40 - 44	0,000	5,411	4,698	6,232
45 - 49	0,000	6,041	5,230	6,977
50 - 54	0,000	5,856	5,008	6,849
55 - 59	0,000	6,745	5,637	8,071
60-64	0,000	9,111	7,383	11,243
65 i więcej	0,000	22,206	18,568	26,557
Wykształcenie	0,002			
Bez wykształcenia	0,460	1,087	0,872	1,355
Podstawowe	0,020	1,160	1,024	1,314
Gimnazjum	0,221	1,080	0,955	1,221
Średnie	0,974	0,998	0,883	1,128
Wyższe		1,000		
Z kim mieszka	0,000			
samotnie	0,010	1,374	1,079	1,750
z rodziną	0,345	1,119	0,886	1,414
z innymi w gospodarstwie domowym	0,560	1,087	0,820	1,441
dom pomocy społecznej	0,098	1,462	0,933	2,291
bezdomny(a)	0,005	1,550	1,145	2,097
inne		1,000		

Zmienna	Poziom istotności	Exp(B)	Przedział ufności	
Województwo zamieszkania	0,000			
za granicą Polski	0,073	0,166	0,023	1,185
Dolnośląskie	0,000	1,425	1,243	1,634
Kujawsko-Pomorskie	0,019	1,230	1,035	1,462
Lubelskie	0,000	1,417	1,186	1,692
Lubuskie	0,853	0,983	0,821	1,177
Łódzkie	0,250	1,103	0,933	1,304
Małopolskie	0,027	1,224	1,023	1,464
Mazowieckie	0,010	1,192	1,043	1,362
Opolskie	0,242	1,149	0,911	1,448
Podkarpackie	0,011	1,305	1,062	1,603
Podlaskie	0,048	1,219	1,002	1,482
Pomorskie	0,008	1,243	1,059	1,460
Śląskie	0,000	1,488	1,296	1,709
Świętokrzyskie	0,574	1,070	0,845	1,355
Warmińsko-Mazurskie	0,073	0,166	0,023	1,185
Wielkopolskie	0,000	1,425	1,243	1,634
Zachodniopomorskie		1,000		
Źródło utrzymania	0,000			
Praca etatowa		1,000		
Samodzielna działalność gospodarcza	0,039	1,225	1,010	1,486
Praca dorywcza	0,008	1,287	1,067	1,551
Rodzina	0,000	1,339	1,189	1,508
Emeryt	0,000	1,860	1,568	2,207
Rencista (również renta rodzinna)	0,000	2,227	1,987	2,496
Zasiłek dla bezrobotnych	0,000	1,671	1,456	1,918
Pomoc społeczna	0,000	2,585	2,238	2,987
Inne, brak danych	0,000	1,758	1,553	1,991

Zmienna	Poziom istotności	Exp(B)	Przedział ufności	
Diagnoza przy wejściu do kohorty				
Problem opiatów (F11)	0,000	1,512	1,408	1,623
Inne diagnozy (F12-F19)		1,000		
Efekt leczenia	0,000			
Wyleczony		1,000		
Z poprawą	0,000	1,753	1,474	2,086
Bez poprawy	0,000	1,986	1,660	2,375
Z pogorszeniem	0,000	6,440	4,842	8,565

Tabela 15. Utracone lata życia zmarłych w latach 2000-2013

Rok zgonu	Mężczyźni	Kobiety	Ogółem
2000	3576	657	4234
2001	5933	1517	7451
2002	8264	1843	10107
2003	9211	2473	11684
2004	11201	3886	15088
2005	12150	3570	15720
2006	12309	3303	15612
2007	10719	3125	13844
2008	12714	3401	16115
2009	11949	3455	15404
2010	13000	3669	16670
2011	13941	5112	19053
2012	13040	4127	17168
2013	9449	4089	13538
Ogółem	147456	44228	191684

Tabela 16. Liczba zgonów i średnia liczba utraconych lat życia przez przeciętnego zmarłego w latach 2000-2013

Rok zgonu	Mężczyźni		Kobiety		Ogółem	
	Liczba zgonów	Średnia utraconych lat	Liczba zgonów	Średnia utraconych lat	Liczba zgonów	Średnia utraconych lat
2000	91	39,3	17	38,7	108	39,2
2001	147	40,4	40	37,9	187	39,8
2002	206	40,1	52	35,4	258	39,2
2003	245	37,6	72	34,4	317	36,9
2004	304	36,8	102	38,1	406	37,2
2005	329	36,9	108	33,1	437	36,0
2006	348	35,4	112	29,5	460	33,9
2007	307	34,9	101	30,9	408	33,9
2008	372	34,2	119	28,6	491	32,8
2009	358	33,4	120	28,8	478	32,2
2010	374	34,8	143	25,7	517	32,2
2011	438	31,8	182	28,1	620	30,7
2012	413	31,6	162	25,5	575	29,9
2013	302	31,3	163	25,1	465	29,1
Ogółem	4234	34,8	1493	29,6	5727	33,5

Tabela 17. Rozkład surowych współczynników zgonów osób z problemem opiatów (F11) w poszczególnych kohortach 2000-2011 i okresie obserwacji 2000-2013

Kohorty	Liczba pacjentów	Liczba osobolat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobolat
2000	2686	32418	425	13,11
2001	1978	22866	247	10,80
2002	1606	17258	170	9,85
2003	1060	10253	126	12,29
2004	921	8144	90	11,05
2005	802	6455	62	9,61
2006	670	4752	49	10,31
2007	581	3570	50	14,00
2008	632	3304	37	11,20
2009	495	2156	16	7,42
2010	471	1580	24	15,19
2011	326	787	11	13,98
Ogółem	12228	113541	1307	11,51

Tabela 18. Rozkład surowych współczynników zgonów osób z problemem opiatów (F11) w poszczególnych latach w okresie obserwacji 2000-2013

Lata obserwacji	Liczba osobołat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobołat
2000	1159	53	45,74
2001	3570	71	19,89
2002	5289	96	18,15
2003	6468	94	14,53
2004	7362	127	17,25
2005	8095	113	13,96
2006	8734	104	11,91
2007	9273	104	11,22
2008	9794	106	10,82
2009	10234	106	10,36
2010	10630	96	9,03
2011	10935	92	8,41
2012	11053	88	7,96
2013	10947	57	5,21
Ogółem	113541	1307	11,51

Tabela 19. Rozkład surowych współczynników zgonów osób z problemem opiatów (F11) w poszczególnych latach w okresie obserwacji 2000-2013 według płci

Lata obser-wacji	Mężczyźni			Kobiety		
	Liczba osobolat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobolat	Liczba osobolat	Liczba zgonów	Surowy wsp. zgonów na 1000 osobolat
2000	911	49	53,76	247	4	16,17
2001	2833	52	18,35	736	19	25,81
2002	4192	87	20,76	1097	9	8,20
2003	5109	77	15,07	1359	17	12,51
2004	5778	97	16,79	1584	30	18,94
2005	6336	89	14,05	1759	24	13,65
2006	6827	89	13,04	1907	15	7,87
2007	7220	84	11,63	2053	20	9,74
2008	7576	91	12,01	2217	15	6,76
2009	7865	85	10,81	2370	21	8,86
2010	8147	81	9,94	2482	15	6,04
2011	8350	71	8,50	2584	21	8,13
2012	8422	74	8,79	2631	14	5,32
2013	8337	45	5,40	2611	12	4,60
Ogółem	87903	1071	12,18	25638	236	9,21

PRZYPISY

Antolini, G., Pirani, M., Morandi, G. and Sorio, C. (2006), Gender difference and mortality in a cohort of heroin users in the Provinces of Modena and Ferrara, 1975-1999, *Epidemiologia prevenzione*, 30(2) pp. 91–9

Bargagli, A. M., Hickman, M., Davoli, M., Perucci, C. A., Schifano, P. et al. (2006) Drug-related mortality and its impact on adult mortality in eight European countries, *European Journal of Public Health* 16(2), pp. 198–202

Bradley M Mathers a, Louisa Degenhardt b, Chiara Bucello b, James Lemon b, Lucas Wiessing c & Mathew Hickman Mortality among people who inject drugs: a systematic review and meta-analysis. *Bulletin of the World Health Organization* 2013;91:102-123
<http://www.who.int/bulletin/volumes/91/2/12-108282/en/>

Brenner H., Hernando-Briongos P., Goos C.: *Drug Alcohol Depend*, 1991, 29, 171.

Clark D. E. (2004) Practical introduction to record linkage for injury research. *Injury Prevention* 2004;10:186–191

EMCDDA (2011) Mortality related to drug use in Europe: public health implications. Selected Issue 2011. Lisbon, European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
http://www.emcdda.europa.eu/attachements.cfm/att_143663_EN_TDSI11003ENC_web.pdf

EMCDDA (2012) Mortality among drug users: Guidelines for carrying out, analysing and reporting key figures 2012. EMCDDA project CT.10:EPI.003., Lisbon, European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction.

GUS (2014a) Bank danych lokalnych. Ludność. Stan ludności i prognozy. Ludność wg grup wieku i płci. http://stat.gov.pl/bdl/app/dane_podgrup.dims?p_id=644251&p_token=0.32793360613679

GUS (2014b) Bank danych lokalnych. Ludność. Urodzenia i zgony. Zgony wg płci i grup wieku. http://stat.gov.pl/bdl/app/dane_podgrup.dims?p_id=639831&p_token=0.5401079582508852

GUS (2014c) Baza demografia. Przecietne dalsze trwanie życia w latach 1950-2012. <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/TrwanieZycia.aspx>

ICD10 (2010) International Classification of Diseases (ICD). World Health Organization. <http://www.who.int/classifications/icd/en/>

Malczewski, A., Misiurek, A., Bukowska, B., Chojecki, D., Jabłoński, P., Kidawa, M., Niedźwiedzka-Stadnik, M., Poleganow, A., Radomska, A., Rosińska, M., Sollich, K., Stawecka, E., Struzik, M., Strzelecka, A., Walichnowska, M. (2013), National Report 2013, Poland: new developments, trends and in-depth information on selected issues. Krajowe Biuro ds. Przeciwdziałania Narkomanii.

Moskalewicz J., Sierosławski J.: Umieralność wśród uzależnionych od leków, w: *Medycyna środowiskowa. Część czwarta: Problemy diagnostyki i terapii*, Centrum Medyczne Kształcenia Podyplomowego, Warszawa, 1984, 20.

Moskalewicz J., Sierosławski J.: Alkoholizm i Narkomania, 1992, 9, 105.

Papaevangelou G., Richardson S.C.: HIV prevalence and risk factors among injecting drug users in EC and COST countries, w: Baert A.-E., Koch M.A., Montagnier L., Razquin M.C., Tyrell D. AIDS research at EC level, Amsterdam, Oxford, Washington (DC), IOS Press, 1995, 73.

Okruhlica L., Sierosławski J. (2006) Definitions of dependency and recreational, regular, problematic, harmful drug use. In: Young People and Drugs. Care and Treatment, Council of Europe Pompidou Group, Strasbourg. 15-35

Perucci C.A., Davoli M., Rapiti E., et al: Am J Public Health, 1991, 81, 1307.

Sierosławski J. (2010) Mortality related to drug use: a comprehensive approach and public health implications. W: A. Malczewski (Red.) Poland: New Development, Trends and in-depth information on selected issues. Warsaw, National Bureau for Drug Prevention. s. 140-153.
<http://www.cinn.gov.pl/portal?id=105923>

Sierosławski (2012) Oszacowanie liczby problemowych użytkowników opioidów w Polsce. Alkoholizm i Narkomania, Tom 25, nr 4, 347–356

Uitzinger M.: Alkoholizm i Narkomania, 1994, 3/17, 339.

Wille R.: Br J Addict, 1981, 76, 259