



Zofia Mielecka-Kubień

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Statystyki, Ekonometrii i Matematyki
zofia.mielecka-kubien@ue.katowice.pl

SEZONOWOŚĆ ZGONÓW W POLSCE W LATACH 2012-2015

Streszczenie: Liczba zgonów w Polsce, podobnie jak w innych krajach, wykazuje znaczące wahania sezonowe. W miarę polepszania się poziomu życia, a przede wszystkim poziomu opieki zdrowotnej, amplituda wahań sezonowych liczby zgonów zazwyczaj maleje. W Polsce zmalała ona w latach 2005-2008 w porównaniu z latami 1980-1983, lecz wzrosła (z wyjątkiem zgonów na wsi) w latach 2012-2015 w porównaniu z latami 2005-2008. W latach 2012-2015 zaobserwowano także statystycznie istotne różnice pomiędzy wskaźnikami wahań sezonowych liczby zgonów mężczyzn i kobiet oraz w mieście i na wsi.

Słowa kluczowe: sezonowość zgonów, amplituda wahań sezonowych, standaryzacja danych.

JEL Classification: J11, C22.

Wprowadzenie

Podobnie jak inne zjawiska demograficzne, także liczba zgonów w Polsce wykazuje wyraźne wahania sezonowe. Źródłem tych wahań są zmieniające się warunki pogodowe (temperatura powietrza, fronty atmosferyczne itp.), które zależą od położenia geograficznego i klimatu obszaru zamieszkiwanego przez daną populację. Jednakże sezonowe wahania liczby zgonów wynikają także z innych czynników, o czym świadczą znaczące różnice w sezonowości zgonów różnych populacji żyjących na tym samym obszarze [Mielecka-Kubień, 2004, 2012].

Wpływ położenia geograficznego i klimatu na sezonowe wahania liczby zgonów może być łagodzony przez lepsze warunki życia, lepszą opiekę lekarską

czy zdrowy tryb życia – czynniki te wpływają na zmniejszanie się amplitudy wahań sezonowych liczby zgonów. Zjawisko to zaobserwowano w wysoko rozwiniętych krajach, takich jak Niemcy czy Stany Zjednoczone [Kozłowska-Szczęsna, Krawczyk, Kuchcik, 2004, s. 119-140]. Korzystne byłoby więc, gdyby liczba zgonów w poszczególnych okresach roku wykazywała w Polsce jedynie losowe odchylenia od poziomu trendu bądź losowe wahania wokół poziomu stałego.

Celem badania, którego wyniki zawarto w niniejszym artykule, było oszacowanie miesięcznych wskaźników sezonowości zgonów ogółem w Polsce w różnych przekrojach (mężczyźni, kobiety, miasto, wieś), określenie różnic wartości tych wskaźników pomiędzy badanymi populacjami oraz porównanie z wynikami badania sezonowości zgonów w Polsce w latach 1980-1983 i 2005-2008. Wobec rosnącego poziomu życia w Polsce można przypuszczać, że amplituda wahań sezonowych liczby zgonów ulega złagodzeniu, a różnice w sezonowości liczby zgonów pomiędzy różnymi populacjami zmniejszają się.

1. Metoda badania

Wskaźniki sezonowości zgonów i różnic między nimi oszacowano, wykorzystując model D.W. Jorgensona [1964], w którym wahania sezonowe wyrażono za pomocą kombinacji liniowej zmiennych zero-jedynkowych v_{ik} , uwzględniając jednocześnie funkcję trendu. Model ten został szczegółowo zaprezentowany i omówiony we wcześniejszym artykule autorki [Mielecka-Kubieñ, 2006]. Punktem wyjścia jest addytywny liniowy model o postaci:

$$Y_t = f(t) + \sum_{i=1}^k \beta_i v_i + \xi_t, \quad (1)$$

gdzie

$f(t)$ – funkcja trendu,

β_i – wskaźniki sezonowości dla okresu i ($i = 1, 2, \dots, k$),

v_i – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość $v_i = 1$ dla okresu i oraz $v_i = 0$ dla $k-1$ pozostałych okresów cyklu,

k – długość cyklu (tu 12 miesięcy),

ξ_t – składnik losowy modelu.

Ze względu na współliniowość zmiennych objaśniających nie można wprowadzić do modelu wszystkich 12 zmiennych v_i , więc jedną z nich (k -tą) wyeliminowano, wprowadzając następujące oznaczenia:

$$v_1 - v_k = v_{1k}, v_2 - v_k = v_{2k}, \dots, v_{k-1} - v_k = v_{k-1,k}, \quad (2)$$

model (1) można zapisać jako

$$Y_t = f(t) + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i v_{ik} + \xi_t. \quad (3)$$

Pominięcie kolejno dwóch różnych okresów cyklu wahań, np. ostatniego ($i = k$) i pierwszego ($i = 1$), prowadzi – dla liniowej funkcji trendu – do dwóch modeli o postaci:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i v_{ik} + \xi_t, \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^k \beta_i v_{i1} + \xi_t. \quad (5)$$

Szacując modele (4) i (5), otrzymujemy łącznie oceny k wskaźników sezonowości oraz oceny parametrów liniowej funkcji trendu.

We wcześniejszym opracowaniu autorki [Mielecka-Kubień, 2006] zaproponowano sposób standaryzacji czasowych danych demograficznych, umożliwiający porównywanie sezonowości zjawisk demograficznych w różnych populacjach. Zakłada się, że w każdym roku t zajdzie c zdarzeń (tu zgonów). Empiryczne wartości badanego szeregu czasowego y_t dla każdego roku t przekształca się jako $y'_t = y_t \cdot w_t$, przy czym wagi w_t są określone jako

$$w_t = \frac{c}{\sum_{i=1}^k y_{ti}}. \quad (6)$$

W ten sposób z badanego szeregu czasowego zostaje wyeliminowany trend, natomiast istniejące wahania cykliczne zostają zachowane. Cykle koncentrują się teraz wokół wartości przeciętnej równej:

$$\bar{y}'_t = \frac{c}{k}. \quad (7)$$

Trend został wyeliminowany z szeregu czasowego bez konieczności zakładania jego postaci funkcyjnej; w praktyce założona teoretyczna funkcja trendu często nie opisuje trendu w sposób zadowalający, co może prowadzić do systematycznych błędów w ocenach szacowanych wskaźników sezonowości [por. Mielecka-Kubień, 2006].

Stała c będąca podstawą standaryzacji może być wybrana w sposób dowolny; w prezentowanym badaniu przyjęto $c = 1200$, co pozwala oszacowanym wskaźnikom sezonowości nadać interpretację procentową (wartość przeciętna szeregu czasowego danych standaryzowanych dla danych miesięcznych = 100).

Zaproponowana metoda standaryzacji danych demograficznych umożliwia także porównywanie wahań sezonowych dwóch szeregów czasowych ($y_{12t} = y_{1t} - y_{2t}$), łącznie ze stwierdzeniem, które z różnic w waniach sezonowych są statystycznie istotne.

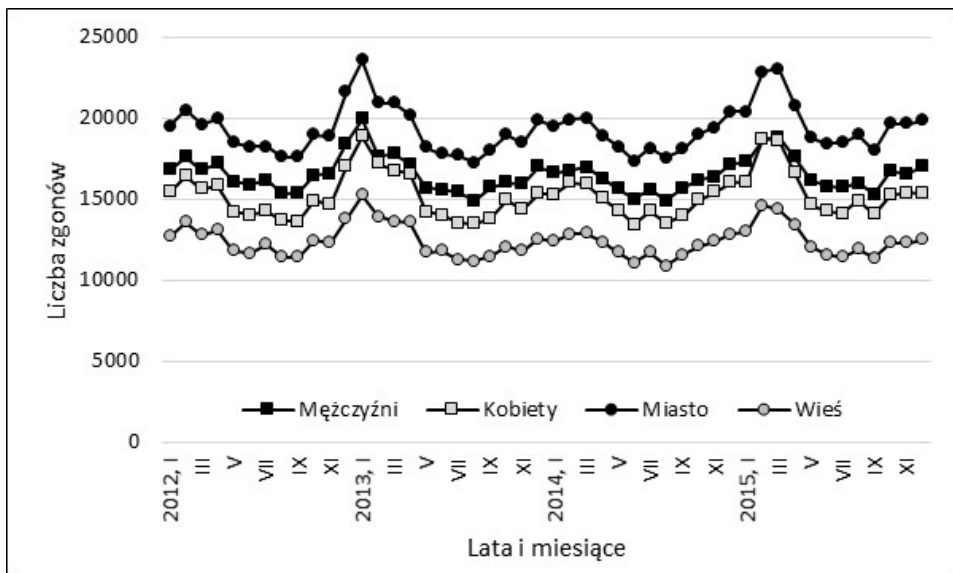
W przypadku danych standaryzowanych nie ma potrzeby wprowadzania do modeli funkcji trendu i odpowiednie modele przybierają formę:

$$Y'_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i v_{ik} + \xi_t, \quad (8)$$

$$Y'_t = \alpha_0 + \sum_{i=2}^k \beta_i v_{i1} + \xi_t. \quad (9)$$

2. Wyniki badania empirycznego

Przedmiotem badania były miesięczne liczby zgonów mężczyzn, kobiet, w mieście i na wsi w latach 2012-2015. Dane statystyczne zebrano ze strony internetowej GUS [www 1]. Dane miesięczne przeliczono na miesiące liczące 30 dni. Rysunek 1 przedstawia miesięczne liczby zgonów w badanych przekrojach. Można zauważyć, że liczby zgonów w tych populacjach wykazują wyraźne wahania sezonowe.



Rys. 1. Liczba zgonów w Polsce według miesięcy w latach 2012-2015

Źródło: Na podstawie danych GUS [www 1].

W tabeli 1 przedstawiono wyniki oszacowania parametrów funkcji trendu i wskaźników sezonowości zgonów w badanych populacjach dla modeli (4) i (5). W tabelach 1 i 2 przyjęto następujące oznaczenia: a_0 – ocena parametru α_0 , a_1 – ocena parametru α_1 , R^2 – współczynnik determinacji modelu, t – statystyka testu t -Studenta na istotność parametrów strukturalnych modelu ($\alpha = 0,05$). Pogrubioną czcionką oznaczono parametry funkcji trendu i wskaźniki sezonowości statystycznie istotne w sensie wspomnianego testu.

Tabela 1. Oceny parametrów funkcji trendu i wskaźników sezonowości otrzymane na podstawie danych rzeczywistych w przekrojach: mężczyźni, kobiety, miasto, wieś, w latach 2012-2015

Oceny	Mężczyźni	t	Kobiety	t	Miasto	t	Wieś	t
a_0	16462	79,84	14851	60,57	18901	69,04	12412	70,31
a_1	2,15	0,29	13,94	1,59	16,54	1,69	-0,44	-0,07
I	1172	3,54	1310	3,33	1545	3,52	937	3,31
II	1173	3,55	1976	5,03	1815	4,14	1334	4,72
III	1083	3,29	1596	4,07	1657	3,79	1023	3,62
IV	558	1,70	860	2,20	710	1,63	708	2,51
V	-619	-1,88	-814	-2,08	-868	-1,99	-565	-2,01
VI	-951	-2,89	-1255	-3,21	-1343	-3,08	-863	-3,07
VII	-778	-2,37	-1153	-2,95	-1189	-2,73	-742	-2,64
VIII	-1219	-3,71	-1323	-3,38	-1491	-3,42	-1051	-3,73
IX	-990	-3,01	-1353	-3,46	-1406	-3,22	-936	-3,32
X	-164	-0,50	-219	-0,56	-205	-0,47	-178	-0,63
XI	-160	-0,49	-298	-0,76	-268	-0,61	-190	-0,67
XII	894	2,70	671	1,71	1043	2,37	522	1,84
R^2	0,695		0,737		0,714		0,730	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS [www 1].

Analizując wyniki przedstawione w tabeli 1, można stwierdzić, że parametr kierunkowy liniowej funkcji trendu okazał się we wszystkich przekrojach badania statystycznie nieistotny, żaden z szeregów czasowych w okresie badanym nie wykazuje więc trendu; potwierdza to także rys. 1. Najwyższe liczby zgonów w populacji mężczyzn i w mieście zaobserwowano w styczniu, lutym, marcu i grudniu, najniższe natomiast w czerwcu, lipcu i sierpniu. W populacji kobiet i na wsi wysokie liczby zgonów wystąpiły dodatkowo w kwietniu, natomiast wskaźnik sezonowości dla grudnia okazał się statystycznie nieistotny ($\alpha = 0,05$). Wśród kobiet istotnie niższa niż poziom przeciętny okazała się dodatkowo liczba zgonów w maju. Nieco inne obserwacje można poczynić, analizując wyniki przedstawione w tabeli 2, otrzymane na podstawie modeli (8) i (9).

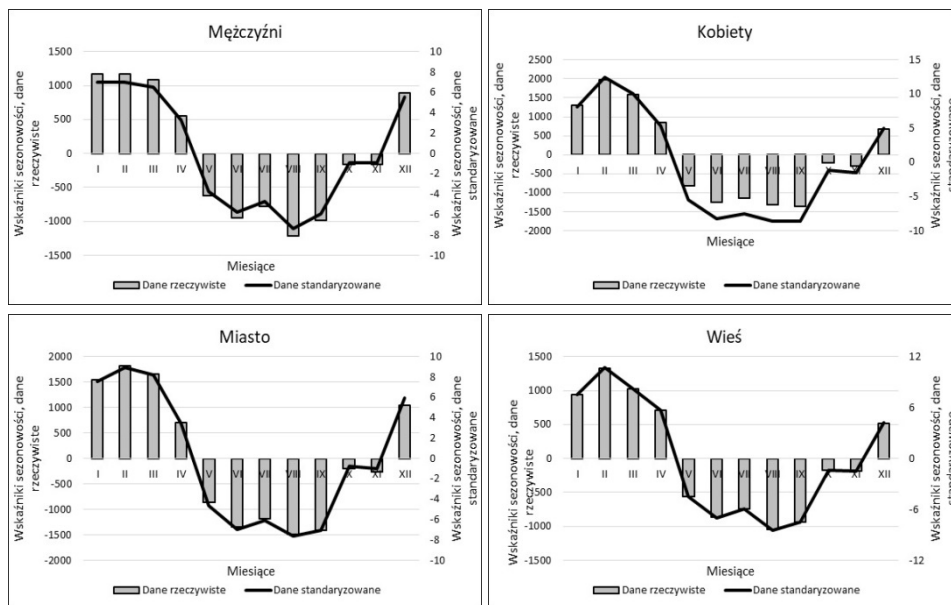
Tabela 2. Oceny wskaźników sezonowości otrzymane na podstawie danych standaryzowanych w przekrojach: mężczyźni, kobiety, miasto, wieś, w latach 2012-2015

Oceny	Mężczyźni	<i>t</i>	Kobiety	<i>T</i>	Miasto	<i>t</i>	Wieś	<i>t</i>
<i>a</i> ₀	100	190,61	100	142,83	100	164,75	100	163,58
I	7,01	4,03	8,10	3,49	7,53	3,74	7,53	3,72
II	7,00	4,03	12,50	5,38	8,95	4,45	10,72	5,29
III	6,48	3,73	10,08	4,34	8,19	4,07	8,23	4,06
IV	3,32	1,91	5,40	2,33	3,44	1,71	5,69	2,81
V	-3,76	-2,16	-5,48	-2,36	-4,61	-2,29	-4,53	-2,24
VI	-5,77	-3,32	-8,30	-3,57	-7,00	-3,48	-6,96	-3,43
VII	-4,68	-2,69	-7,49	-3,23	-6,09	-3,03	-5,95	-2,93
VIII	-7,37	-4,24	-8,60	-3,70	-7,61	-3,78	-8,49	-4,19
IX	-5,92	-3,40	-8,65	-3,72	-7,04	-3,50	-7,52	-3,71
X	-0,94	-0,54	-1,10	-0,47	-0,75	-0,37	-1,43	-0,71
XI	-0,89	-0,51	-1,51	-0,65	-0,98	-0,49	-1,51	-0,74
XII	5,51	3,17	5,03	2,17	5,95	2,96	4,22	2,08
R ²	0,742		0,764		0,746		0,765	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS [www 1].

Okazuje się, że w oszacowaniu na podstawie danych standaryzowanych istotnie niższe niż poziom przeciętny okazały się także wskaźniki sezonowości w maju dla mężczyzn, w mieście i na wsi; wskaźnik sezonowości dla grudnia jest teraz statystycznie istotny dla kobiet i na wsi. Najwyższa liczba zgonów w populacji mężczyzn wystąpiła w styczniu (o 7,01% wyższa niż poziom przeciętny tego szeregu czasowego), a najniższa – w sierpniu, o 7,37% niższa niż poziom przeciętny. W populacji kobiet najwięcej zgonów nastąpiło w lutym (o 12,50% ponad poziom przeciętny), a najmniej – we wrześniu, o 8,65% mniej. W mieście najwięcej zgonów zaobserwowano w lutym (o 8,95% więcej niż poziom przeciętny szeregu czasowego), a najmniej – w sierpniu (o 7,61% mniej). Podobna sytuacja wystąpiła na wsi (w lutym o 10,72% więcej zgonów, w sierpniu o 8,49% mniej zgonów niż poziom przeciętny szeregu czasowego).

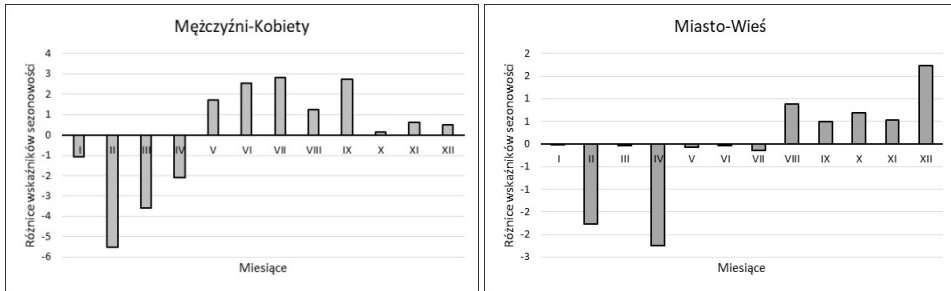
Pomiędzy ocenami wskaźników sezonowości, otrzymanymi na podstawie danych rzeczywistych i standaryzowanych, w szczególności dla mężczyzn i kobiet, występują niewielkie różnice spowodowane przyjęciem w oszacowaniu na podstawie miesięcznych danych rzeczywistych liniowej funkcji trendu, w pewnym tylko przybliżeniu zmiany w czasie badanych zjawisk. Warto podkreślić, że różnice te wystąpiły pomimo krótkiego okresu badania (4 lata), przedstawiono je na rys. 2.



Rys. 2. Wskaźniki sezonowości otrzymane na podstawie danych rzeczywistych i standaryzowanych w przekrojach: mężczyźni, kobiety, miasto, wieś, w latach 2012-2015

Źródło: Na podstawie danych GUS [www 1].

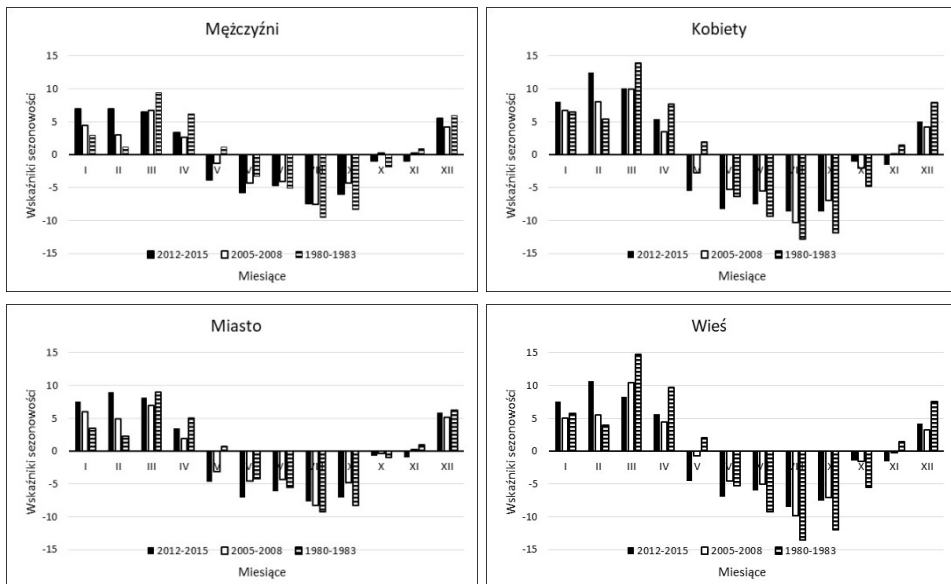
Zastosowana metoda szacowania wskaźników sezonowości pozwala na stwierdzenie, które z różnic pomiędzy wskaźnikami sezonowości zgonów w badanych populacjach są statystycznie istotne w sensie testu *t*-Studenta ($\alpha = 0,05$). Okazuje się (rys. 3), że statystycznie istotne różnice w liczbie zgonów mężczyzn i kobiet występują w lutym, marcu i kwietniu (umiera relatywnie więcej kobiet) oraz w okresie od maja do lipca i we wrześniu (umiera relatywnie więcej mężczyzn). Natomiast analizując wyniki dla miasta i wsi, można stwierdzić, że statystycznie istotne różnice w liczbie zgonów występują w miesiącach lutym i kwietniu – relatywnie więcej osób umiera na wsi – oraz w grudniu, kiedy relatywnie częstsze są zgony w mieście.



Rys. 3. Różnice wskaźników sezonowości zgonów mężczyzn i kobiet oraz w mieście i na wsi w latach 2012-2015 (dane standaryzowane)

Źródło: Na podstawie danych GUS [www 1].

W celu stwierdzenia, czy w miarę upływu czasu zmniejsza się amplituda wahań sezonowych zgonów, rozumiana jako różnica między najwyższym i najniższym wskaźnikiem sezonowości (co, jak wspomniano, jest skutkiem polepszania się warunków życia, w tym także poziomu opieki medycznej i zmniejszającym się wpływem położenia geograficznego i związanego z nim klimatu na umieralność), wskaźniki sezonowości liczby zgonów dla lat 2012-2015 porównano ze wskaźnikami dla lat 2005-2008 oraz dla lat 1980-1983. Wyniki zostały zaprezentowane na rys. 4 i w tabeli 3.



Rys. 4. Porównanie wskaźników sezonowości zgonów mężczyzn i kobiet, a także w mieście oraz na wsi w latach 1980-1983, 2005-2008 i 2012-2015 (dane standaryzowane)

Źródło: Na podstawie danych GUS [www 1]; [Mielecka-Kubień 1991, 2012].

Tabela 3. Amplituda miesięcznych wahań liczby zgonów w latach 1980-1983, 2005-2008 i 2012-2015 (dane standaryzowane)

Przekrój badania	1980-1983	2005-2008	2012-2015
Mężczyźni	19,00	14,25	14,38
Kobiety	26,75	20,25	21,15
Miasto	18,25	15,25	16,56
Wieś	28,25	20,25	19,21

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS [www 1]; [Mielecka-Kubień 1991, 2012].

Amplituda miesięcznych wahań liczby zgonów (tabela 3) w populacji mężczyzn w latach 1980-1983 wynosiła zatem 19% ich wartości przeciętnej, natomiast w latach 2005-2008 – 14,25% (spadek o ponad 5%), a w latach 2012-2015 – 14,38%, nastąpił więc nieznaczny wzrost amplitudy wahań w porównaniu z latami 2005-2008. W populacji kobiet odpowiednie wartości wyniosły: 26,75%, 20,25% (spadek o blisko 7%) i 21,15% (wzrost w porównaniu z latami 2005-2008 o blisko 1%), w mieście: 18,25%, 15,25% (spadek o 3%) i 16,56% (wzrost w porównaniu z latami 2005-2008 o ponad 1%), natomiast na wsi: 28,25%, 20,25% (spadek o 8%) i 19,21% (spadek w porównaniu z latami 2005-2008 o blisko 1%).

Można więc stwierdzić, iż amplituda miesięcznych wahań liczby zgonów była we wszystkich przekrojach badania niższa w latach 2005-2008 niż w latach 1980-1983, co potwierdza przypuszczenie o malejącym w tym okresie wpływie czynników środowiskowych na umieralność w Polsce. Natomiast w latach 2012-2015 wykazano jej wzrost w porównaniu z okresem 2005-2008, z wyjątkiem przekroju „wieś”, gdzie nastąpił niewielki jej spadek.

Zastanawiający jest wzrost wartości styczniowego i lutowego wskaźnika sezonowości zgonów w latach 2012-2015 w porównaniu z okresem wcześniejszym, występujący we wszystkich badanych populacjach. Można przypuszczać, że wywiera na to wpływ sposób organizacji opieki medycznej w Polsce w ostatnich latach – pod koniec roku kalendarzowego dostęp do opieki zdrowotnej jest trudniejszy, co może zaowocować wzrostem liczby zgonów w początkach roku następnego. Okazało się także, że w porównaniu z okresem poprzednim mniej osób umiera w maju i czerwcu.

Podsumowanie

We wszystkich rozważanych przekrojach badania liczba zgonów w Polsce wykazała w latach 2012-2015 wyraźne wahania sezonowe. Zaobserwowano zmniejszenie się amplitudy sezonowych wahań liczby zgonów w latach 2005-

2008 w porównaniu z okresem 1980-1983, a także zwiększenie się amplitudy wahań w latach 2012-2015 w porównaniu z okresem 2005-2008 w przekrojach: mężczyźni, kobiety i miasto. Na wsi nastąpiło natomiast niewielkie zmniejszenie się tej amplitudy. Zatem hipoteza o zmniejszaniu się amplitudy wahań sezonowych zgonów w ostatnich latach na ogół nie potwierdziła się.

Obalono także hipotezę o zmniejszaniu się różnic wahań sezonowych zgonów pomiędzy badanymi populacjami. Wiele różnic wskaźników sezonowości zgonów pomiędzy populacją mężczyzn i kobiet, a także między miastem i wsią okazało się statystycznie istotnych, podobnie jak w badaniach sezonowości liczby zgonów w latach poprzednich.

Określenie różnic w sezonowości liczby zgonów pomiędzy różnymi populacjami zamieszkujących ten sam obszar może być pomocne w poznaniu czynników decydujących o kształtowaniu się procesu umieralności w tych populacjach, co stanowi podstawę działań profilaktycznych.

Literatura

- Jorgenson D.W. (1964), *Minimum Variance, Linear, Unbiased Seasonal Adjustment of Economic Time Series*, "Journal of the American Statistical Association", Vol. 9, s. 681-724.
- Kozłowska-Szczęśna T., Krawczyk B., Kuchcik M. (2004), *Wpływ środowiska atmosferycznego na zdrowie i samopoczucie człowieka*, Polska Akademia Nauk, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania im. Stanisława Leszczyńskiego, Warszawa.
- Mielecka-Kubień Z. (1991), *Analiza sezonowości urodzeń i zgonów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 42-51.
- Mielecka-Kubień Z. (2004), *Różnice w sezonowości zgonów w populacjach mężczyzn i kobiet w mieście i na wsi województwa śląskiego w latach 1999-2001*, „Śląski Przegląd Statystyczny”, nr 3, s. 25-38.
- Mielecka-Kubień Z. (2006), *Estimation of Seasonal Indices of Vital Processes Based on Standardized Data*, „Przegląd Statystyczny”, nr 53(2), s. 68-85.
- Mielecka-Kubień Z. (2012), *Nierówności trwania życia w Polsce. Analiza statystyczno-demograficzna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice.
- [www 1] <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/> (dostęp: 15.09.2016).

**SEASONAL FLUCTUATIONS OF NUMBER OF DEATHS
IN POLAND IN 2012-2015**

Summary: Number of deaths in Poland, similarly as in the other countries, reveals significant seasonal fluctuations. As the standard of living, and the level of health care improve, annual range of seasonal fluctuations of number of deaths usually decreases. In Poland annual amplitude of seasonal fluctuations of number of deaths decreased in the years 2005-2008 as compared to the years 1980-1983, but increased (with the exception of rural areas) in the years 2012-2015 in comparison to the period 2005-2008. In the years 2012-2015 statistically significant differences between seasonal indices of the number of deaths of men and women, and between urban and rural areas were observed.

Keywords: seasonality of deaths, amplitude of seasonal fluctuations, data standardization.