

# Nadmiarowe zgony podczas pandemii COVID-19 w Polsce i ocena skuteczności szczepień

Błażej Kochański<sup>a</sup>, Jakub Sochacki<sup>b</sup>

**Streszczenie.** Z powodu pandemii COVID-19 zmarły miliony ludzi na całym świecie. Jak wynika z wielu badań, szczepienia przeciw chorobie wywołanej wirusem SARS-CoV-2 okazały się środkiem ograniczającym skalę zachorowań i liczbę zgonów. Celem badania omawianego w artykule jest pomiar skali pandemii w Polsce za pomocą liczby nadmiarowych zgonów w podregionach według klasyfikacji NUTS 3 i w grupach wieku, a następnie określenie zależności pomiędzy różnicowaniem regionalnym względnej nadwyżki zgonów podczas czwartej fali pandemii a stopniem zaszczepienia populacji. Nadmiarowe zgony są rozumiane jako nadwyżka zgonów zarejestrowanych w stosunku do przewidywanego poziomu. Badaniem objęto okres od marca 2020 r. do lutego 2022 r. Korzystano z zasobów Eurostatu i Głównego Urzędu Statystycznego oraz danych pobranych z rządowego portalu Otwarte Dane.

Analiza liczby nadmiarowych zgonów w podziale na grupy wieku wskazuje, że niemal 90% to zgony osób starszych (w wieku 60 lat i więcej). Z kolei pomiar w podziale na podregiony pozwala stwierdzić, że korelacja nadmiarowych zgonów i udziału zaszczepionych jest ujemna i dość silna. Przy założeniu występowania prostej regresji liniowej okazuje się, że dodatkowy 1% osób zaszczepionych w starszych grupach wieku przełożyłby się średnio na spadek liczby zgonów podczas czwartej fali pandemii o blisko 2000 w skali kraju. Ten wynik świadczy o tym, że szczepienia przeciw COVID-19 były skuteczne w zapobieganiu zgonom z powodu tej choroby wśród osób starszych.

**Słowa kluczowe:** nadmiarowe zgony, szczepienia, pandemia, COVID-19

**JEL:** I18, J10, J14, J18

## Excess mortality during the COVID-19 pandemic in Poland and the effectiveness of vaccinating the population

**Abstract.** The COVID-19 pandemic caused millions of deaths worldwide. According to several pieces of research, vaccinations against the illness caused by the SARS-CoV-2 proved to be an effective measure in reducing the infection and death rates. The aim of the study is to measure the scale of the COVID-19 pandemic in Poland on the basis of excess mortality rates in NUTS 3 subregions and in age groups, and then to determine the correlation between

<sup>a</sup> Politechnika Gdańska, Wydział Zarządzania i Ekonomii, Polska / Gdańsk University of Technology, Faculty of Management and Economics, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8502-931X>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: [blazej.kochanski@pg.edu.pl](mailto:blazej.kochanski@pg.edu.pl).

<sup>b</sup> Politechnika Gdańska, Wydział Elektroniki, Telekomunikacji i Informatyki, Polska / Gdańsk University of Technology, Faculty of Electronics, Telecommunications and Informatics, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8500-4390>. E-mail: [jakub.sochacki@wp.pl](mailto:jakub.sochacki@wp.pl).

the regional variation in relative excess mortality during the fourth wave of the pandemic and the vaccination rate of the population. Excess mortality is understood as the number of registered deaths that exceeds the expected level. Our study covers the period from March 2020 to February 2022. We used data from Eurostat, Statistics Poland and the governmental Poland's Data portal.

The analysis of the number of excessive deaths by age groups indicates that almost 90% of them are the deaths of older people (aged 60 or over), while the breakdown by NUTS 3 subregion demonstrates that the correlation of excessive deaths and the vaccination rate of the population is negative and fairly strong. Assuming a simple linear regression, it turns out an additional 1% of vaccinated people in the older age groups would have translated to the fall in deaths during the fourth wave of the pandemic by around 2,000 nationwide. This result indicates that vaccinations against COVID-19 were effective in preventing deaths among older people.

**Keywords:** excess mortality, vaccination, pandemic, COVID-19

## 1. Wprowadzenie

Według oficjalnych danych w wyniku pandemii COVID-19 zmarły miliony ludzi na całym świecie. Mathieu i in. (2020) podają, że do końca lutego 2022 r. zarejestrowano 437 mln zakażeń koronawirusem SARS-COV-2 i 6 mln zgonów z powodu COVID-19. Dokładne oszacowanie wpływu tej choroby na umieralność na świecie oraz w poszczególnych krajach i regionach może być utrudnione z uwagi na zróżnicowane możliwości przeprowadzania testów diagnostycznych i nieujednoliconą praktykę raportowania (Riffe i in., 2021). Beaney i in. (2020) wskazują, że pomiaru umieralności wynikającej z pandemii można dokonać nie na podstawie zdiagnozowanych przypadków choroby lub zakażenia, ale na podstawie liczby zgonów ogółem. W takiej sytuacji wyznacza się liczbę nadmiarowych zgonów definiowanych jako nadwyżka zarejestrowanych zgonów w stosunku do przewidywanego poziomu zgonów. Takie podejście jest praktyką znaną w epidemiologii. Na przykład Alling i in. (1981), Collins i Lehmann (1953), Housworth i Langmuir (1974), Reichert i in. (2004) oraz Simonsen i in. (2013) stosowali tę metodę do szacowania umieralności spowodowanej epidemiami grypy. W odniesieniu do COVID-19 tego typu badania prowadzili m.in. Böttcher i in. (2021), Islam i in. (2021), Konstantinoudis i in. (2022) oraz Kontis i in. (2020). To zagadnienie było również przedmiotem publikacji Organisation for Economic Co-Operation and Development (2021).

W polskiej literaturze nadmiarowe zgony w związku z pandemią COVID-19 analizował m.in. Murkowski (2021), który wykazał, że w 2020 r. dotyczyły one przede wszystkim osób starszych oraz częściej mężczyzn niż kobiet. Liczba nadmiarowych zgonów znacznie przekraczała oficjalną liczbę zgonów z powodu COVID-19, co najprawdopodobniej w dużej mierze można wyjaśnić niewłaściwym określeniem przyczyny zgonu jako innej niż COVID-19 oraz pośrednim wpływem pandemii na zgony w związku z ograniczeniem dostępu do systemu ochrony zdrowia w czasie

szczytów zachorowań. Podobne wyjaśnienie różnicy pomiędzy liczbą nadmiarowych zgonów a liczbą zgonów przypisanych COVID-19 przedstawili Czerwiński (2021) oraz Jaroszewska i Ołdak (2022). Kuroпка i in. (2021) również podjęli temat nadmiarowych zgonów w 2020 r. i – podobnie jak Murkowski (2021) – wykazali, że nadmiarowe zgony częściej dotyczyły mężczyzn niż kobiet. Stwierdzili ponadto, że nie można wskazać jednoznacznie obszarów o nadmiernie zwiększonej umieralności. Podobne wnioski sformułował Śleszyński (2022), który na podstawie analizy danych na poziomie gmin stwierdził, że w 2020 r. wzrost natężenia zgonów był „dość egalitarny”.

Istnieje wiele metod wyznaczania liczby nadmiarowych zgonów. Przegląd takich metod oraz porównanie sześciu z nich w kontekście COVID-19 przedstawili Levitt i in. (2022). W niniejszym artykule zastosowano metodę zaproponowaną przez Karliński'ego i Kobaka (2021) – przystępną koncepcyjnie, niewymagającą złożonych założeń ani skomplikowanego aparatu matematycznego oraz uwzględniającą sezonowość zgonów i trendy umieralności. Jest to pierwsze zastosowanie tej metody dla Polski na poziomie podregionów według klasyfikacji NUTS 3, a także pierwsza prezentacja korelacji nadmiarowych zgonów i poziomu zaszczepienia dla tego podziału terytorialnego.

Szczepienia przeciw COVID-19 wprowadzono na przełomie lat 2020 i 2021. Zgodnie z szacunkami na podstawie randomizowanych testów klinicznych (Korang i in., 2022) skuteczność szczepień w zapobieganiu zachorowaniom wynosiła od 61% dla (niestosowanych w Polsce) szczepionek z inaktywowanym wirusem do 95% dla szczepionek mRNA. Na podstawie metaanalizy danych zgromadzonych w rzeczywistych warunkach Zheng i in. (2022) wykazali, że szczepienia zapobiegają hospitalizacji ze skutecznością 89,1%, a zgonom – ze skutecznością 99,0%. Danych o skuteczności szczepień dostarczają również badania regionalne, czyli pokazujące współzależność pomiędzy stopniem zaszczepienia a poziomem zachorowań związanych z COVID-19 w poszczególnych regionach, przeprowadzone przede wszystkim dla Stanów Zjednoczonych. Na przykład Harris (2022), opierając się na danych pochodzących ze 112 okręgów (ang. *counties*) o największej populacji, stwierdził, że istnieje ujemna korelacja stopnia zaszczepienia oraz zachorowań i hospitalizacji mających związek z COVID-19. Do podobnych wniosków doszli McLaughlin i in. (2022), którzy wykorzystali dane ze wszystkich okręgów, uwzględniając kontrolne zmienne socjodemograficzne, środowiskowe, ekonomiczne i zdrowotne. Wyniki badań potwierdzających skuteczność szczepień na poziomie krajów przedstawili również Haider i in. (2023), Jabłońska i in. (2021), Ning i in. (2022) oraz Papadopoulos i in. (2022). Dla Polski próbę wyznaczenia korelacji liczby zgonów i stopnia zaszczepienia na poziomie powiatów podjęli Lewandowski i Madoń (2022). Autorzy porównali różnicę w liczbie zgonów między okresami marzec–maj i październik–grudzień

w 2021 r. z odsetkiem osób zaszczepionych i stwierdzili silną ujemną korelację tych dwóch wielkości ( $-0,41$ ).

Celem badania omawianego w niniejszym artykule jest pomiar skali pandemii w Polsce za pomocą liczby nadmiarowych zgonów w podregionach według klasyfikacji NUTS 3 i w grupach wieku oraz określenie zależności pomiędzy zróżnicowaniem regionalnym względnej nadwyżki zgonów podczas czwartej (ostatniej) fali pandemii a stopniem zaszczepienia populacji.

## 2. Metoda badania

W badaniu wyznaczono liczbę nadmiarowych zgonów na poziomie ogólnopolskim, a także w podregionach i grupach wieku. Uzyskane wielkości wykorzystano do zbadania zależności statystycznej pomiędzy stopniem zaszczepienia populacji a nadmiarowymi zgonami, definiowanymi jako procentowa nadwyżka w stosunku do liczby zgonów przewidywanej w modelu. Związek między poziomem zaszczepienia a nadmiarowymi zgonami w podregionach określono za pomocą współczynnika korelacji Pearsona i prostego modelu regresji liniowej. Badaniem objęto okres, w którym zaobserwowano podwyższony poziom zgonów – pomiędzy sierpniem 2020 r. a lutym 2022 r. Tygodniowe dane o zgonach w podziale na podregiony i grupy wieku pochodzą z zasobów Eurostatu (b.r.).

Po wybuchu pandemii wzrosło zainteresowanie danymi o umieralności – media, opinia społeczna, analitycy i badacze oczekiwali, że informacje będą się pojawiać szybko, z większą częstotliwością oraz że będą dostępne również w podziale na wiek, płeć i regiony. W odpowiedzi na to zapotrzebowanie Eurostat zdecydował się regularnie zbierać i publikować dane o tygodniowej liczbie zgonów w poszczególnych krajach i regionach. Dane dla Polski, wykorzystane w tym artykule, zostały przygotowane przez GUS (2022); są one również podane w przystępnej formie na stronach Eurostatu. Dane tygodniowe o liczbie zgonów dla Polski (podobnie jak dla wielu innych krajów Unii Europejskiej) są dostępne na poziomie podregionów grupujących powiaty, dlatego badanie przeprowadzono właśnie na takim poziomie agregacji danych. Z jednej strony dane o liczbie zgonów (jak i wykorzystywane w tym badaniu dane o szczepieniach) wydają się kompletne i wiarygodne, z drugiej strony analizę tę może zaburzać to, że ze względu na niezarejestrowane migracje najbardziej atrakcyjne aglomeracje są niedoszacowane pod względem liczby stałych mieszkańców (Śleszyński i Niedzielski, 2018). Błąd ten może zaburzać otrzymane wyniki, podobnie jak to się dzieje w przypadku wszelkich innych analiz ludności opartych na danych regionalnych GUS. Niemniej w analizie korelacji nadmiarowych zgonów i udziału osób zaszczepionych jest on przynajmniej częściowo samoczynnie niwelowany, ponieważ obie zmienne mają charakter względny, a wspomniane zaburzenie w podobnym stopniu dotyczy obu zmiennych.

Dane o odsetku osób zaszczepionych zaczerpnięto z rządowego portalu Otwarte Dane (b.r.). W badaniu wykorzystano dane o zaszczepieniu według stanu na 13 października 2021 r., mimo że za początek czwartej fali uznano w tym badaniu pierwszy dzień 37. tygodnia (13 września 2021 r.). Rozbieżność wynika z tego, że dopiero od 13 października na stronach rządowych zaczęto udostępniać znacznie dokładniejsze informacje o odsetku osób zaszczepionych, tj. oprócz danych dla całej populacji również dane dla poszczególnych grup wieku.

Do oszacowania nadmiarowych zgonów wykorzystano podejście zaproponowane przez Karlinsky'ego i Kobaka (2021). Dla każdej z grup (u Karlinsky'ego i Kobaka grupami są kraje, a w badaniu omawianym w niniejszym artykule są to podregiony lub grupy wieku) nadmiarowe zgony w poszczególnych tygodniach lat 2020–2022 zostały obliczone jako nadwyżka zaobserwowanych zgonów w stosunku do wartości bazowej (referencyjnej) dla każdego tygodnia osobno. Wartość bazową wyznaczono na podstawie regresji liniowej zbudowanej osobno dla każdej grupy z wykorzystaniem danych historycznych z lat 2015–2019 według wzoru:

$$D_{t,Y} = \alpha_t + \beta \cdot Y + \varepsilon, \quad (1)$$

gdzie:

- $D_{t,Y}$  – liczba zgonów w tygodniu  $t$  w roku  $Y$ ,
- $\beta$  – nachylenie linii regresji obrazujące roczny trend,
- $\alpha_t$  – wyrazy wolne dla każdego tygodnia,
- $\varepsilon$  – szum losowy.

Taka konstrukcja modelu uwzględnia w prosty sposób zarówno trend roczny (wynikający m.in. – w szczególności w przypadku regionów – ze struktury demograficznej), jak i tygodniową sezonowość zgonów w ciągu roku. Należy zwrócić uwagę, że porównanie liczby zgonów z jednego tygodnia w określonym roku z danymi z tego samego tygodnia w kilku poprzednich latach jest uproszczeniem. W rzeczywistości sezonowość i jej powtarzalność w kolejnych latach dobrze widać na sumach uwzględniających kilka–kilkanaście następujących po sobie tygodni, np. na wynikach miesięcznych. W omawianym badaniu wykorzystano wyniki tygodniowe, łącząc je w okresy zwiększonej liczby zgonów („fale”).

Wartość bazowa  $B_{t,Y}$  to wartość przewidywana w modelu regresji dla każdego z regionów. Jest wyrażona wzorem:

$$B_{t,Y} = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta} \cdot Y, \quad (2)$$

gdzie  $Y$  to 2020, 2021 lub 2022 r.



Ze względu na to, że według normy ISO 53. tydzień ma charakter przestępny i występuje tylko w niektórych latach, jako wartość bazową dla niego w 2020 r. przyjęto wartość teoretyczną z modelu obliczoną dla 52. tygodnia tego roku (identycznie – Karlinsky i Kobak, 2021).

Mając wartości bazowe, można wyznaczyć liczbę nadmiarowych zgonów dla kolejnych tygodni poczynając od 1. tygodnia 2020 r. na podstawie wzoru:

$$\Delta_{t,Y} = D_{t,Y} - B_{t,Y}. \quad (3)$$

Zastosowana metoda ułatwia przedstawienie badanego zjawiska w rozbiciu na składowe (podregiony i grupy wieku), ponieważ suma liczby nadmiarowych zgonów dla poszczególnych składowych równa się liczbie nadmiarowych zgonów wyznaczonej dla całego kraju. Wynika to z tego, że zarówno liczba rzeczywistych zgonów, jak i ich liczba przewidywana w modelu (wartość bazowa) stanowi sumę odpowiednio rzeczywistych i przewidywanych wartości dla odpowiednich grup. W przypadku rzeczywistej liczby zgonów jest to oczywiste, a w przypadku wartości bazowych wynika z liniowej zależności pomiędzy wartościami przewidywanymi w modelu regresji dla całego kraju  $\hat{y}_t$  i wartościami przewidywanymi dla części składowych ( $\hat{y}_i$ ), co można zilustrować następująco:

$$\mathbf{y}_t = \Sigma \mathbf{y}_i \Rightarrow \hat{\mathbf{y}}_t = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' \mathbf{y}_t = \mathbf{H}\mathbf{y}_t = \mathbf{H}\Sigma \mathbf{y}_i = \Sigma \mathbf{H}\mathbf{y}_i = \Sigma \hat{\mathbf{y}}_i. \quad (4)$$

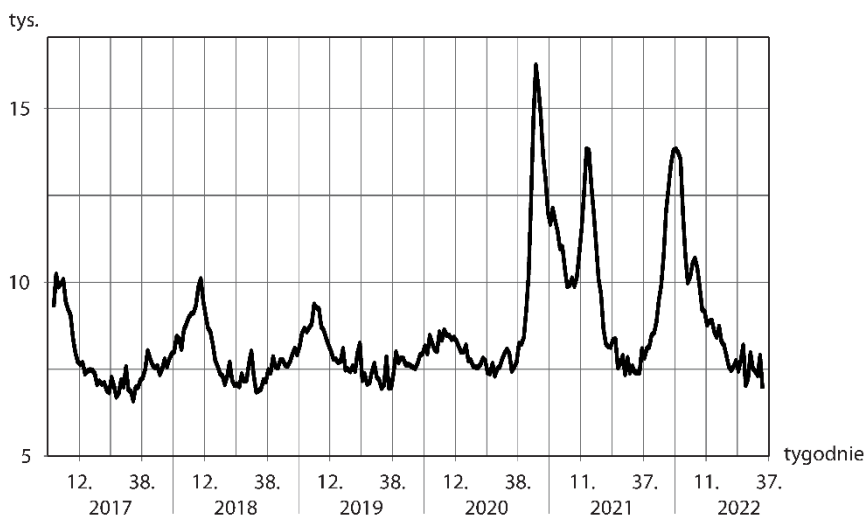
### 3. Wyniki badania

#### 3.1. Nadmiarowe zgony podczas fal pandemii

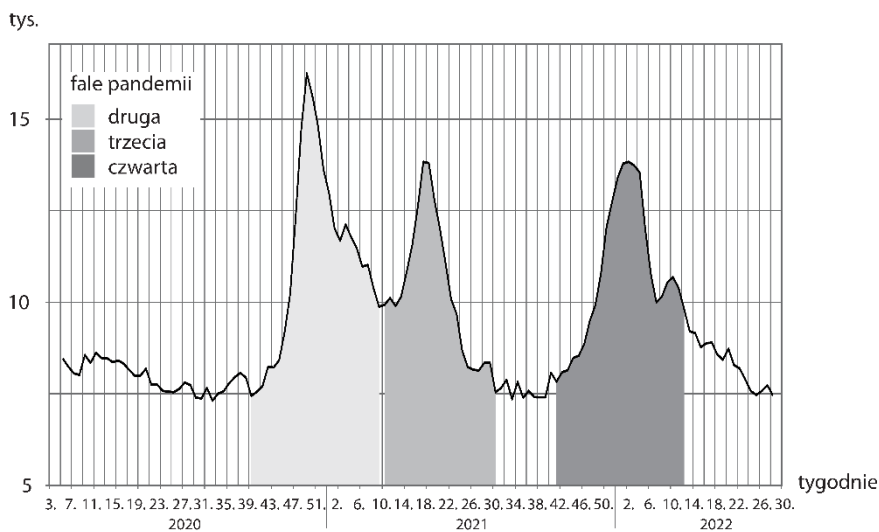
Na wyk. 1 przedstawiono liczbę zgonów w Polsce w kolejnych tygodniach od 2017 r. Można zauważyć, że dane o całkowitej liczbie zgonów charakteryzują się roczną sezonowością – zimą, w sezonie grypowym, liczba zgonów była wyższa niż latem. Podobnie jak w innych krajach, w Polsce zaobserwowano wyraźne fale związane z pandemią COVID-19 pomiędzy październikiem 2020 r. a kwietniem 2021 r. i od października 2021 r. do lutego 2022 r.

W mediach nadano falom pandemii i nadmiarowej umieralności kolejne numery (Jassat i in., 2021; zob. też np. Taboada i in., 2021). Zwykle przyjmuje się, że pierwsza fala rozpoczęła się wczesną wiosną 2020 r. W Europie, np. we Włoszech, zaobserwowano wtedy wzrost liczby zgonów (Ciminelli i Garcia-Mandicó, 2020), jednak w Polsce nie było wyraźnej nadmiarowej umieralności.



**Wykr. 1.** Liczba pandemii w Polsce w kolejnych tygodniach

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

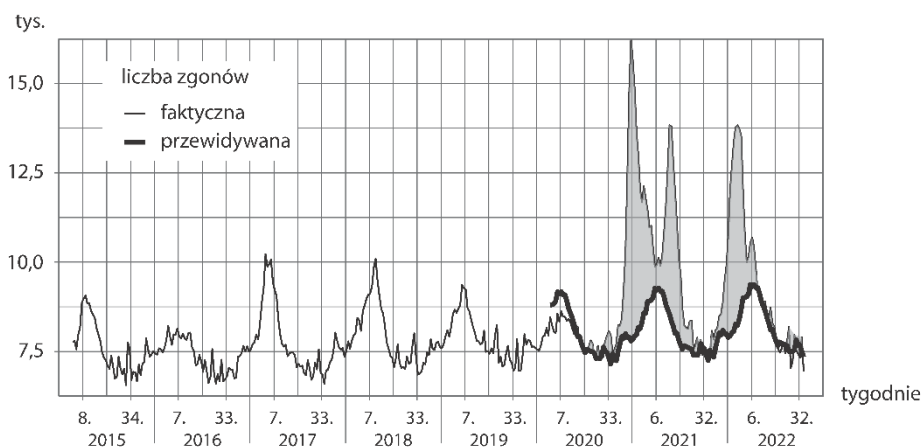
**Wykr. 2.** Tygodniowa liczba zgonów w Polsce podczas pandemii COVID-19

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

Na wyk. 2 zilustrowano kolejne fale pandemii. Na podstawie przedstawionych danych można przyjąć, że druga fala pandemii w Polsce wystąpiła między 35. tygodniem 2020 r. a 5. tygodniem 2021 r., trzecia – między 6. a 26. tygodniem 2021 r., a czwarta – między 37. tygodniem 2021 r. a 8. tygodniem 2022 r.

Na wyk. 3 przedstawiono liczbę nadmiarowych zgonów w stosunku do wartości bazowych.

**Wykr. 3.** Tygodniowa liczba zgonów w Polsce – porównanie z wartościami bazowymi



Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

Na podstawie obliczeń z wykorzystaniem wzoru (3) można stwierdzić, że w poszczególnych falach pandemii w Polsce zarejestrowano następujące liczby nadmiarowych zgonów: w drugiej fali – 73 663, w trzeciej – 42 812, a w czwartej – 55 371 (łącznie – 171 846 zgonów).

### 3.2. Struktura nadmiarowych zgonów według wieku

W tabl. 1 przedstawiono strukturę nadmiarowych zgonów podczas kolejnych fal pandemii, z podziałem na grupy wieku.



**Tabl. 1.** Nadmiarowe zgony z podziałem na grupy wieku

Grupa wieku	Fale pandemii					
	druga		trzecia		czwarta	
		w %		w %		w %
<b>Ogółem</b> .....	<b>73 663</b>	<b>100,0</b>	<b>42 812</b>	<b>100,0</b>	<b>55 371</b>	<b>100,0</b>
Poniżej 10 lat .....	.	.	.	.	.	.
10–19 .....	30	0,0	49	0,1	33	0,1
20–29 .....	230	0,3	104	0,2	252	0,5
30–39 .....	477	0,6	422	1,0	659	1,2
40–49 .....	1628	2,2	1588	3,7	1723	3,1
50–59 .....	4111	5,6	3581	8,4	3921	7,1
60–69 .....	11 024	15,0	8891	20,8	6629	12,0
70–79 .....	21 814	29,6	16 085	37,6	17 521	31,6
80–89 .....	24 251	32,9	9140	21,3	16 298	29,4
90 lat i więcej .....	10 190	13,8	3018	7,0	8370	15,1

Uwaga. Ze względu na zaokrąglenia i pominięcie wartości ujemnych (najmłodsza grupa wieku) wartości procentowe nie sumują się do 100%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

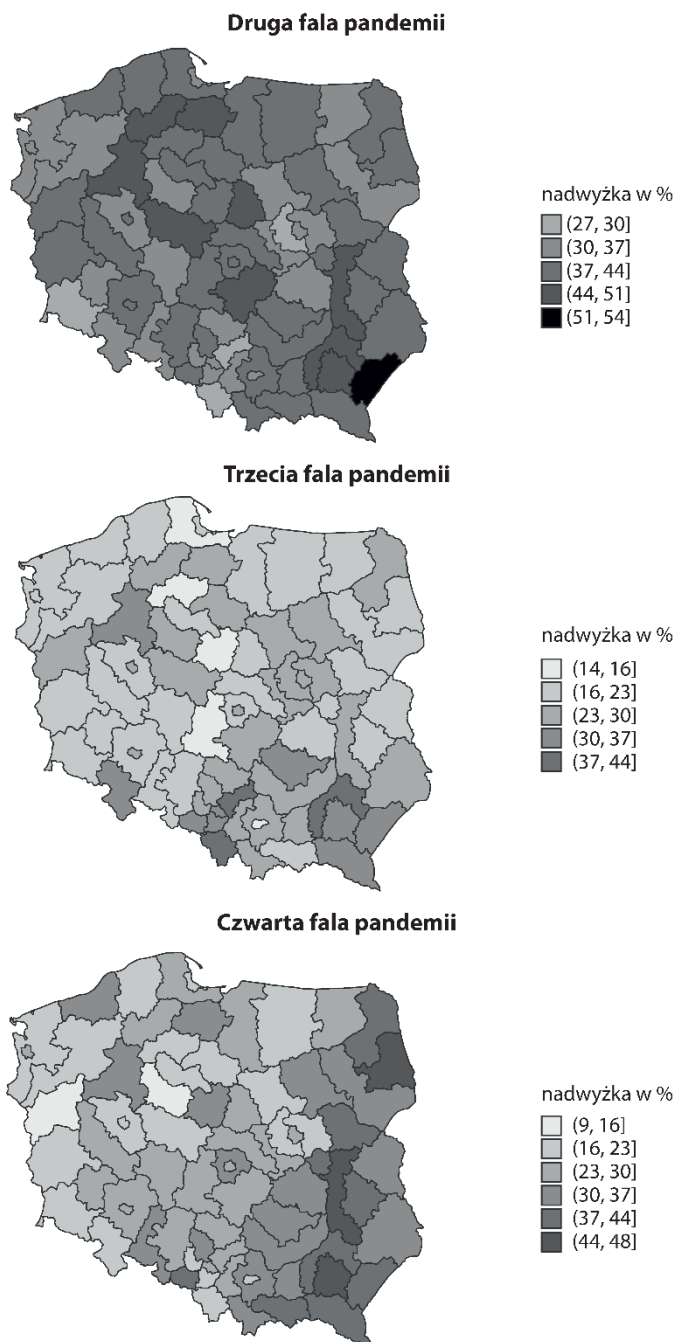
Nadmiarowe zgony, podobnie jak zgony rozpoznane jako spowodowane COVID-19, występowały przede wszystkim w najstarszych grupach wieku (Ghisolfi i in., 2020; Green i in., 2021; Levin i in., 2020). W trzech falach pandemii łącznie nadmiarowe zgony osób w wieku 60 lat i więcej stanowią 89,2% wszystkich nadmiarowych zgonów, a osób w wieku 70 lat i więcej – 73,6%.

### 3.3. Zróżnicowanie regionalne nadmiarowych zgonów

Informacje o tygodniowej liczbie zgonów są dostępne do poziomu podregionów (w Polsce – 73), więc możliwe jest wyznaczenie nadmiarowych zgonów podczas fal pandemii dla takiego poziomu agregacji danych. Z uwagi na to, że podregiony różnią się wielkością populacji, właściwym podejściem jest wyrażenie nadmiarowych zgonów w postaci nadwyżki procentowej w stosunku do wartości bazowej.

Nadmiarowe zgony dla całej Polski przewyższały wartość bazową podczas drugiej fali pandemii o 37,8%, trzeciej – o 24,7%, czwartej – o 28,3%. Wyniki obliczeń w podziale na podregiony – osobno dla każdej fali – przedstawiono na mapie 1.



**Mapa 1.** Regionalne zróżnicowanie liczby nadmiarowych zgonów

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

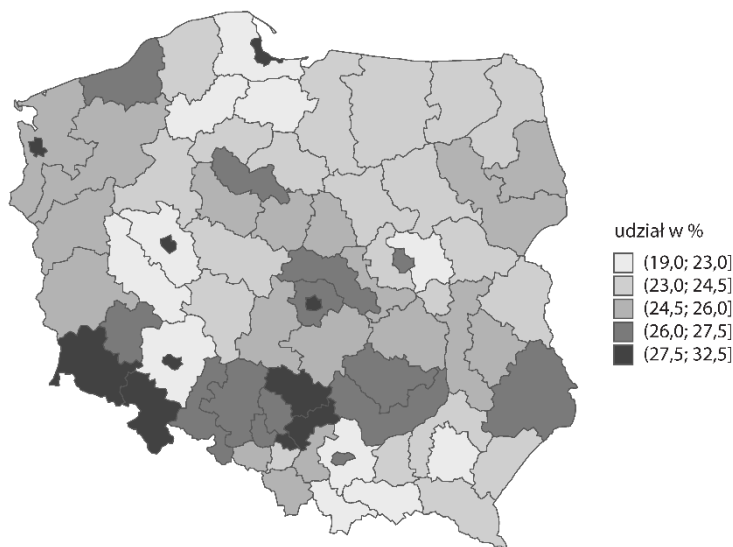


Na kartogramie ilustrującym czwartą falę pandemii można zaobserwować wyraźnie wyższy odsetek nadmiarowych zgonów we wschodniej części kraju, sięgający niemal 48% w niektórych podregionach, w porównaniu z częścią zachodnią, w której nadwyżka zgonów wyniosła kilkanaście procent w stosunku do wartości bazowej. Zróżnicowanie między podregionami było wtedy największe – współczynnik zmienności wyniósł 28,9% (dla porównania: 14,4% dla drugiej fali i 25,8% dla trzeciej).

Na kartogramie dotyczącym drugiej fali pandemii, która miała najbardziej gwałtowny charakter i skutkowałą najwyższą liczbą zgonów, widoczne jest pewne zróżnicowanie przestrzenne odsetka nadmiarowych zgonów. Pomimo to jest ono najniższe spośród analizowanych faz, a zanotowany odsetek nadmiarowych zgonów był wysoki w całej Polsce.

Można przypuszczać, że nadzwyczajnie wysoka liczba nadmiarowych zgonów we wschodniej Polsce może mieć związek z dużym udziałem osób w wieku 60 lat i więcej w liczbie ludności ogółem tego obszaru. Jednak korelacja udziału osób starszych w populacji podregionów i odsetka nadmiarowych zgonów jest niewielka i wynosi dla drugiej fali pandemii – 0,32, dla trzeciej – 0,11 i dla czwartej – 0,15. Niska wartość współczynnika korelacji Pearsona i wyniki analizy danych przedstawionych na mapie 2 nie wskazują, aby wyższy udział osób starszych w populacji podregionów przed wybuchem pandemii w Polsce zawiązał liczbę nadmiarowych zgonów.

**Mapa 2.** Udział osób w wieku 60 lat i więcej w liczbie ludności podregionów w 2019 r.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS.

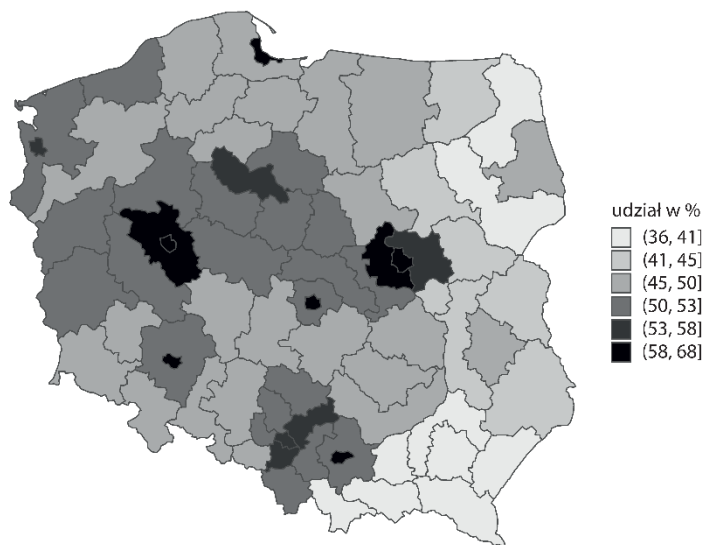
### 3.4. Zaszczepienie ludności

Czwarta fala pandemii, podczas której regionalne zróżnicowanie nadmiarowych zgonów było największe, nadeszła, gdy dość duża część ludności Polski była już zaszczepiona. Na mapach 3 i 4 przedstawiono zróżnicowanie regionalne odsetka osób zaszczepionych w całej populacji, a także w populacji osób w wieku 60 lat i więcej oraz 70 lat i więcej. Za osobę zaszczepioną uznano w omawianym badaniu osobę zaszczepioną w pełni, tzn. dwoma dawkami w przypadku szczepionki dwudawkowej i jedną dawką w przypadku szczepionki jednodawkowej.

Porównanie regionalnego zróżnicowania udziału zaszczepionych i nadmiarowych zgonów w trakcie czwartej fali pandemii pozwala stwierdzić, że mapy te w dużej mierze się pokrywają – w podregionach charakteryzujących się większym odsetkiem zaszczepionych zaobserwowano niższy poziom nadmiarowych zgonów, natomiast w podregionach o mniejszym stopniu zaszczepienia nadwyżkowa umieralność była znacznie większa.

Na mapie 3 zilustrowano odsetek osób zaszczepionych w populacji podregionów według stanu na 13 października 2021 r.

**Mapa 3.** Regionalne zróżnicowanie udziału zaszczepionych (stan na 13.10.2021 r.)

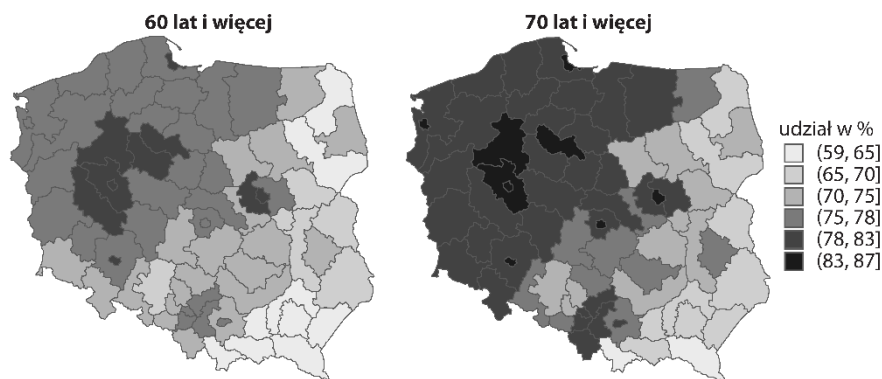


Źródło: obliczenia własne na podstawie: Otwarte Dane (b.r.).

Można zaobserwować wyraźnie wyższy poziom zaszczepienia w regionach z dużymi miastami, a także relatywnie niski odsetek zaszczepienia na wschodzie Polski w porównaniu z centrum i zachodem kraju. Warto zwrócić uwagę na odwrotną zależność pomiędzy regionalnym zróżnicowaniem udziału zaszczepionych (mapa 3) a regionalnym zróżnicowaniem nadmiarowych zgonów (mapa 1, kartogram dotyczący czwartej fali pandemii). Na wschodzie kraju zanotowano niższy odsetek osób zaszczepionych oraz poziom zgonów przewyższający wartość bazową.

Na mapie 4 przedstawiono zróżnicowanie przestrzenne poziomu zaszczepienia osób starszych.

**Mapa 4.** Regionalne zróżnicowanie udziału zaszczepionych w grupach osób starszych (stan na 13.10.2021 r.)



Źródło: obliczenia własne na podstawie: Otwarte Dane (b.r.).

Analizując powyższe kartogramy, można zauważyć, że niższy odsetek zaszczepienia osób starszych – podobnie jak dla całej populacji – występuje szczególnie na wschodzie kraju. Należy pamiętać, że osoby z grupy 70 lat i więcej znajdują się także w grupie 60 lat i więcej, co niewątpliwie wpłynęło na wyższy poziom zaszczepienia ogółu populacji osób starszych (powyżej 60. roku życia).

Obserwacje zależności pomiędzy poziomem zaszczepienia a liczbą zgonów poczynione na podstawie kartogramów można skwantyfikować za pomocą współczynnika korelacji i modelu regresji liniowej. Zbadano możliwość występowania korelacji odsetka nadmiarowych zgonów podczas trzech fal pandemii i poziomu zaszczepienia ludności w podregionach według stanu na 13 października 2021 r.



**Tabl. 2. Wartość współczynnika korelacji odsetka nadmiarowych zgonów i odsetka zaszczepionych osób**

Odsetek nadmiarowych zgonów w grupach wieku	Odsetek osób zaszczepionych w grupach wieku			
	20–39 lat	40–59	60–69	70 lat i więcej
<b>Druga fala pandemii</b>				
20–39 lat .....	0,17	0,16	0,13	0,14
40–59 .....	0,09	0,06	-0,02	-0,02
60–69 .....	-0,20	-0,17	-0,18	-0,25
70 lat i więcej .....	-0,54	-0,47	-0,33	-0,37
<b>Trzecia fala pandemii</b>				
20–39 lat .....	-0,19	-0,20	-0,19	-0,17
40–59 .....	0,23	0,18	0,12	0,18
60–69 .....	0,07	0,06	-0,02	-0,04
70 lat i więcej .....	-0,21	-0,22	-0,25	-0,28
<b>Czwarta fala pandemii</b>				
20–39 lat .....	-0,06	-0,05	-0,04	-0,06
40–59 .....	-0,01	-0,05	-0,14	-0,09
60–69 .....	-0,49	-0,50	-0,55	-0,55
70 lat i więcej .....	-0,69	-0,70	-0,73	-0,71

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.) i Otwarte Dane (b.r.).

Z danych w tabl. 2 wynika, że podczas drugiej i trzeciej fali pandemii korelacje odsetka osób zaszczepionych i odsetka nadmiarowych zgonów nie były silne, ale w przypadku czwartej fali pandemii można było zaobserwować silne powiązania pomiędzy odsetkiem nadmiarowych zgonów w starszych grupach wieku a poziomem zaszczepienia ludności we wszystkich badanych grupach. Współczynnik korelacji powyższych zmiennych wyniósł odpowiednio  $-0,55$  i  $-0,71$  dla grup wieku 60–69 lat oraz 70 lat i więcej, a dla obu tych grup łącznie współczynnik korelacji poziomu zaszczepienia osób w wieku 60 lat i więcej w poszczególnych podregionach i procentowej nadwyżki zgonów dla wszystkich grup wieku łącznie okazał się ujemny i ukształtował się na poziomie  $-0,744$ . Współzależność w tym zakresie jest więc dość silna. Warto zwrócić uwagę, że we wszystkich falach pandemii w Polsce niższy udział osób zaszczepionych w populacji podregionu był związany głównie z wyższym odsetkiem nadmiarowych zgonów wśród osób w wieku 70 lat i więcej.

Korelacja nie oznacza zależności przyczynowo-skutkowej, jednak uwzględniając wiele badań wskazujących na efektywność szczepionek przeciwko COVID-19 (zob. np. Andrews i in., 2021; Nordström i in., 2021; Nunes i in., 2021), można przyjąć, że zaobserwowana korelacja nie jest przypadkiem i potwierdza skuteczność szczepień w przeciwdziałaniu zgonom spowodowanym zakażeniem koronawirusem.

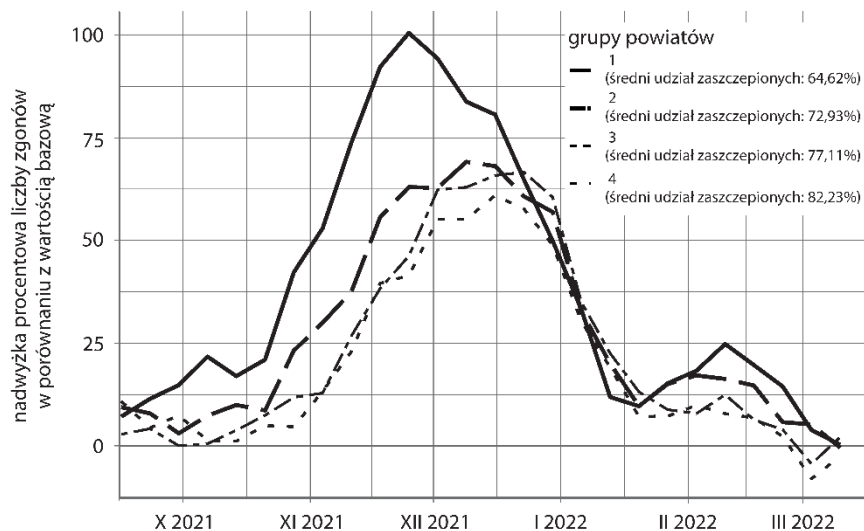


Aby zilustrować zależność pomiędzy poziomem zaszczepienia ludności a przebiegiem nadmiarowej umieralności podczas czwartej fali pandemii, podzielono podregiony na cztery grupy w zależności od udziału osób zaszczepionych w wieku 60 lat i więcej:

- grupa 1 – mniej niż 70%;
- grupa 2 – 70–74,99%;
- grupa 3 – 75–79,99%;
- grupa 4 – 80% i więcej.

Następnie obliczono odsetek nadmiarowych zgonów w tych grupach. Wyniki przedstawiono na wyk. 4.

**Wykr. 4.** Nadmiarowe zgony podczas czwartej fali pandemii COVID-19 z podziałem na grupy podregionów w zależności od udziału zaszczepionych osób w wieku 60 lat i więcej

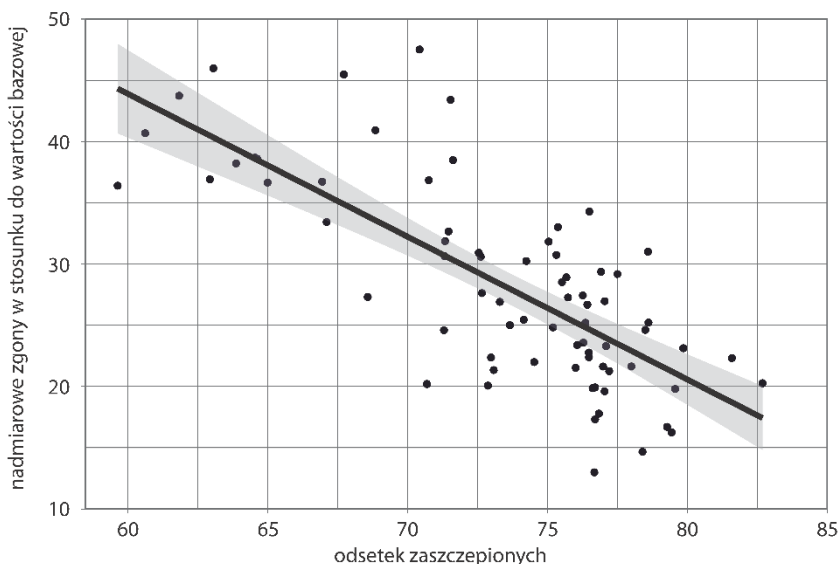


Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.).

Dane wskazują na znacznie większą nadwyżkę zgonów w stosunku do przewidywanego poziomu, sięgającą ponad 100% w listopadzie 2021 r. w grupie o najniższym udziale zaszczepionych osób w wieku 60 lat i więcej, wynoszącym średnio 64,62%. Jednak w powiatach o najwyższym udziale seniorów, wynoszącym średnio 82,23%, obserwuje się najniższą nadwyżkę zgonów, wynoszącą w szczytowym momencie niecałe 61%. Zależność ta skłania do zbudowania modelu wskazującego, jak poziom zaszczepienia osób w wieku 60 lat i więcej przekładałby się na odsetek nadmiarowych zgonów w stosunku do wartości bazowej.

Z modelu prostej regresji liniowej ( $F(1; 71) = 88,23$ ,  $p < 0,001$ ,  $R^2 = 0,554$ ) wynika, że współczynnik nachylenia linii regresji, która została przedstawiona na wykr. 5, wynosi  $-1,17$  ( $\pm 0,12$ ,  $t = 9,39$ ,  $p < 0,001$ ). Oznaczałoby to, że kolejny 1 p.proc. wartości wskaźnika zaszczepienia osób w wieku 60 lat i więcej przekłada się na redukcję nadmiarowych zgonów średnio o 1,17 p.proc. ( $\pm 0,12$  p.proc.).

**Wykr. 5.** Zależność nadmiernej umieralności od zaszczepienia osób w wieku 60 lat i więcej podczas czwartej fali pandemii COVID-19



Źródło: obliczenia własne na podstawie: Eurostat (b.r.) i Otwarte Dane (b.r.).

Wynik uzyskany za pomocą modelu prostej regresji liniowej można przełożyć na liczbę zgonów w skali kraju, których można byłoby uniknąć, gdyby odsetek zaszczepionych osób starszych był wyższy. Zgodnie z przedstawionymi wcześniej obliczeniami w trakcie czwartej fali pandemii w Polsce doszło do 55 371 nadmiarowych zgonów, co stanowiło 27,4% wartości bazowej. Jeżeli przedstawiony model regresji rzeczywiście ilustruje zależność przyczynowo-skutkową, to zaszczepienie kolejnego 1% osób w wieku 60 lat i więcej oznacza o 2354 ( $\pm 251$ ) zgony mniej.

#### 4. Podsumowanie

W badaniu przedstawionym w artykule oszacowano liczbę nadmiarowych zgonów w trakcie pandemii COVID-19 dla populacji Polski oraz dla podregionów według klasyfikacji NUTS 3 i grup wieku za pomocą metody Karlinsky'ego i Kobaka (2021).





Według wiedzy autorów jest to pierwsze tego typu zastosowanie wspomnianej metody.

Na podstawie analizy danych na poziomie podregionów stwierdzono, że odsetek nadmiarowych zgonów w trakcie czwartej fali pandemii był ujemnie skorelowany ze stopniem zaszczepienia populacji. Niestety negatywne skutki pandemii w Polsce były ogromne – nadmiarowe zgony między sierpniem 2020 r. a lutym 2022 r. wyniosły ok. 172 000. Z obliczeń przeprowadzonych w ramach badania wynika, że ten problem dotknął przede wszystkim osoby ze starszych grup wieku (60 lat i więcej), co jest spójne z szacunkami dotyczącymi śmiertelności w wyniku zakażenia wirusem SARS-COV-2. Analiza regionalna wskazuje, że podczas czwartej fali pandemii regionalne zróżnicowanie nadmiarowych zgonów było większe niż podczas wcześniejszych fal.

W badaniu podjęto próbę oceny występowania korelacji regionalnego poziomu zaszczepienia i liczby nadmiarowych zgonów. Nadmiarowe zgony okazały się dość silnie skorelowane z poziomem zaszczepienia w grupie osób w wieku 60 lat i więcej, która jest najbardziej narażona na zachorowanie i zgon spowodowany zakażeniem koronawirusem. Przy założeniu występowania przyczynowo-skutkowej zależności liniowej w tym zakresie każdy kolejny 1% osób zaszczepionych w starszych grupach wieku przełożyłby się na spadek liczby zgonów podczas czwartej fali pandemii średnio o 2000 w skali kraju. Prosta regresja liniowa na zebranych danych dostarcza dodatkowej przesłanki do stwierdzenia, że szczepienia przeciwko COVID-19 skutecznie przeciwdziały zgonom spowodowanym przez tę chorobę.

## Bibliografia

- Alling, D. W., Blackwelder, W. C., Stuart-Harris, C. H. (1981). A study of excess mortality during influenza epidemics in the United States, 1968–1976. *American Journal of Epidemiology*, 113(1), 30–43. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a113063>.
- Andrews, N., Tessier, E., Stowe, J., Gower, C., Kirsebom, F., Simmons, R., Gallagher, E., Chand, M., Brown, K., Ladhani, S. N., Ramsay, M., Bernal, J. L. (2021). *Vaccine effectiveness and duration of protection of Comirnaty, Vaxzevria and Spikevax against mild and severe COVID-19 in the UK*. Medrxiv. <https://doi.org/10.1101/2021.09.15.21263583>.
- Beaney, T., Clarke, J. M., Jain, V., Golestaneh, A. K., Lyons, G., Salman, D., Majeed, A. (2020). Excess mortality: the gold standard in measuring the impact of COVID-19 worldwide?. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 113(9), 329–334. <https://doi.org/10.1177/0141076820956802>.
- Böttcher, L., D’Orsogna, M. R., Chou, T. (2021). Using excess deaths and testing statistics to determine COVID-19 mortalities. *European Journal of Epidemiology*, 36(5), 545–558. <https://doi.org/10.1007/s10654-021-00748-2>.
- Ciminelli, G., Garcia-Mandicó, S. (2020). COVID-19 in Italy: An Analysis of Death Registry Data. *Journal of Public Health*, 42(4), 723–730. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdaa165>.



- Collins, S. D. W., Lehmann, J. (1953). *Excess Deaths From Influenza and Pneumonia and From Important Chronic Diseases During Epidemic Periods, 1918–1951*. Federal Security Agency, Public Health Service.
- Czerwiński, A. (2021). *Nadmierna śmiertelność w Polsce w 2020 r.* (Working Paper nr 1). [https://pie.net.pl/wp-content/uploads/2018/07/PIE-WP\\_1-2021.pdf](https://pie.net.pl/wp-content/uploads/2018/07/PIE-WP_1-2021.pdf).
- Eurostat. (b.r.). *Deaths by week and NUTS 3 region* [zbiór danych]. Pobrane 13 grudnia 2022 r. z [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/demo\\_r\\_mwk3\\_t/default/table?lang=en&category=demo.demomwk](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/demo_r_mwk3_t/default/table?lang=en&category=demo.demomwk).
- Ghisolfi, S., Almás, I., Sandefur, J. C., von Carnap, T., Heitner, J., Bold, T. (2020). Predicted COVID-19 fatality rates based on age, sex, comorbidities and health system capacity. *BMJ Global Health*, 5(9), 1–8. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjgh-2020-003094>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022). *Zgony według tygodni oraz wieku, płci zmarłych i 73 podregionów w 2023 roku* [zbiór danych]. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/zgony-wedlug-tygodni,39,2.html>.
- Green, M. S., Nitzan, D., Schwartz, N., Niv, Y., Peer, V. (2021). Sex differences in the case-fatality rates for COVID-19 – a comparison of the age-related differences and consistency over seven countries. *PLoS ONE*, 16(4), 1–13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0250523>.
- Haider, N., Hasan, M. N., Guitian, J., Khan, R. A., McCoy, D., Ntoumi, F., Dar, O., Ansumana, R., Uddin, M. J., Zumla, A., Kock, R. A. (2023). The disproportionate case-fatality ratio of COVID-19 between countries with the highest vaccination rates and the rest of the world. *IJID Regions*, 6, 159–166. <https://doi.org/10.1016/j.ijregi.2023.01.011>.
- Harris, J. E. (2022). COVID-19 Incidence and hospitalization during the delta surge were inversely related to vaccination coverage among the most populous U.S. Counties. *Health Policy and Technology*, 11(2), 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.hlpt.2021.100583>.
- Housworth, J., Langmuir, A. D. (1974). Excess mortality from epidemic influenza, 1957–1966. *American Journal of Epidemiology*, 100(1), 40–48. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a112007>.
- Islam, N., Shkolnikov, V. M., Acosta, R. J., Klimkin, I., Kawachi, I., Irizarry, R. A., Alicandro, G., Khunti, K., Yates, T., Jdanov, D. A., White, M., Lewington, S., Lacey, B. (2021). Excess deaths associated with Covid-19 pandemic in 2020: age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries. *BMJ*, 373(1137), 1–14. <https://doi.org/10.1136/bmj.n1137>.
- Jabłońska, K., Aballéa, S., Toumi, M. (2021). The real-life impact of vaccination on COVID-19 mortality in Europe and Israel. *Public Health*, 198, 230–237. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2021.07.037>.
- Jaroszewska, E., Oldak, M. (2022). Ochrona zdrowia, zdrowie i życie ludzkie jako kluczowe obszary zagrożenia w czasie pandemii COVID-19 w Polsce. *Studia Politologiczne*, 65, 29–57. <https://doi.org/10.33896/SPolit.2022.65.2>.
- Jassat, W., Mudara, C., Ozougwu, L., Tempia, S., Blumberg, L., Davies, M.-A., Pillay, Y., Carter, T., Morewane, R., Wolmarans, M., von Gottberg, A., Bhiman, J. N., Walaza, S., Cohen, C., DATACOV author group. (2021). Difference in mortality among individuals admitted to hospital with COVID-19 during the first and second waves in South Africa: a cohort study. *The Lancet Global Health*, 9(9), e1216–e1225. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(21\)00289-8](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(21)00289-8).
- Karlinsky, A., Kobak, D. (2021). Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset. *Elife*, 10, 1–21. <https://doi.org/10.7554/eLife.69336>.



- Konstantinoudis, G., Cameletti, M., Gómez-Rubio, V., Gómez, I. L., Pirani, M., Baio, G., Larrauri, A., Riou, J., Egger, M., Vineis, P., Blangiardo, M. (2022). Regional excess mortality during the 2020 COVID-19 pandemic in five European countries. *Nature Communications*, 13(1), 1–11. <https://doi.org/10.1038/s41467-022-28157-3>.
- Kontis, V., Bennett, J. E., Rashid, T., Parks, R. M., Pearson-Stuttard, J., Guillot, M., Asaria, P., Zhou, B., Battaglini, M., Corsetti, G., McKee, M., Di Cesare, M., Mathers, C. D., Ezzati, M. (2020). Magnitude, demographics and dynamics of the effect of the first wave of the COVID-19 pandemic on all-cause mortality in 21 industrialized countries. *Nature Medicine*, 26(12), 1919–1928. <https://doi.org/10.1038/s41591-020-1112-0>.
- Korang, S. K., von Rohden, E., Veroniki, A. A., Ong, G., Ngalamika, O., Siddiqui, F., Juul, S., Nielsen, E. E., Feinberg, J. B., Petersen, J. J., Legart, C., Kokogho, A., Maagaard, M., Klingenberg, S., Thabane, L., Bardach, A., Ciapponi, A., Thomsen, A. R., Jakobsen, J. C., Gluud, C. (2022). Vaccines to prevent COVID-19: A living systematic review with Trial Sequential Analysis and network meta-analysis of randomized clinical trials. *PLoS ONE*, 17(1), 1–23. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260733>.
- Kuropka, I., Rossa, A., Wróblewska, W., Wojtyński, B., Śleszyński, P. (2021). *Pandemia i jej skutki zdrowotne i demograficzne*. Komitet Nauk Demograficznych PAN. <https://doi.org/10.24425/140474>.
- Levin, A. T., Hanage, W. P., Owusu-Boaitey, N., Cochran, K. B., Walsh, S. P., Meyerowitz-Katz, G. (2020). Assessing the age specificity of infection fatality rates for COVID-19: systematic review, meta-analysis, and public policy implications. *European Journal of Epidemiology*, 35(12), 1123–1138. <https://doi.org/10.1007/s10654-020-00698-1>.
- Levitt, M., Zonta, F., Ioannidis, J. P. A. (2022). Comparison of pandemic excess mortality in 2020–2021 across different empirical calculations. *Environmental Research*, 213, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2022.113754>.
- Lewandowski, P., Madoń, K. (2022). *Skuteczność szczepień przeciw COVID-19 w Polsce* (IBS Policy Paper 1/2022). <https://ibs.org.pl/publications/skutecznosc-szczepien-przeciw-covid-19-w-polsce/>.
- Mathieu, E., Ritchie, H., Rodés-Guirao, L., Appel, C., Gavrillov, D., Giattino, C., Hasell, J., Macdonald, B., Dattani, S., Beltekian, D., Ortiz-Ospina, E., Roser, M. (2020). *Coronavirus pandemic (COVID-19)*. <https://ourworldindata.org/coronavirus>.
- McLaughlin, J. M., Khan, F., Pugh, S., Swerdlow, D. L., Jodar, L. (2022). County-level vaccination coverage and rates of COVID-19 cases and deaths in the United States: An ecological analysis. *The Lancet Regional Health – Americas*, 9, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.lana.2022.100191>.
- Murkowski, R. (2021). Nadmierna umieralność w Polsce podczas pandemii COVID-19 w 2020 roku. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 66(7), 7–23. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0015.0351>.
- Ning, C., Wang, H., Wu, J., Chen, Q., Pei, H., Gao, H. (2022). The COVID-19 Vaccination and Vaccine Inequity Worldwide: An Empirical Study Based on Global Data. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), 1–13. <https://doi.org/10.3390/ijerph19095267>.

- Nordström, P., Ballin, M., Nordström, A. (2022). Risk of infection, hospitalisation, and death up to 9 months after a second dose of COVID-19 vaccine: a retrospective, total population cohort study in Sweden. *The Lancet*, 399(10327), 814-823. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(22\)00089-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(22)00089-7).
- Nunes, B., Rodrigues, A. P., Kislaya, I., Cruz, C., Peralta-Santos, A., Lima, J., Leite, P. P., Sequeira, D., Dias, C. M., Machado, A. (2021). mRNA vaccine effectiveness against COVID-19-related hospitalisations and deaths in older adults: A cohort study based on data linkage of national health registries in Portugal, February to August 2021. *Eurosurveillance*, 26(38), 1-7. <https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2021.26.38.2100833>.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2021). Excess mortality. W: *Health at a Glance 2021: OECD Indicators* (s. 84-85). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/ec2de914-en>.
- Otwarte Dane. (b.r.). *Odsetek osób zaszczepionych przeciwko COVID-19 w gminach* [zbiór danych]. Pobrane 22 lutego 2022 r. z <https://dane.gov.pl/pl/dataset/2476>.
- Papadopoulos, V. P., Emmanouilidou, A., Yerou, M., Panagaris, S., Souleiman, C., Varela, D., Avramidou, P., Melissopoulou, E., Pappas, C., Iliadou, Z., Piperopoulos, I., Somadis, V., Partsalidis, A., Metaxa, E., Feresiadis, I., Filippou, D. (2022). SARS-CoV-2 Vaccination Coverage and Key Public Health Indicators May Explain Disparities in COVID-19 Country-Specific Case Fatality Rate Within European Economic Area. *Cureus*, 14(3). <https://doi.org/10.7759/cureus.22989>.
- Reichert, T. A., Simonsen, L., Sharma, A., Pardo, S. A., Fedson, D. S., Miller, M. A. (2004). Influenza and the Winter Increase in Mortality in the United States, 1959-1999. *American Journal of Epidemiology*, 160(5), 492-502. <https://doi.org/10.1093/aje/kwh227>.
- Riffe, T., Acosta, E., COVerAGE-DB team. (2021). Data Resource Profile: COVerAGE-DB: a global demographic database of COVID-19 cases and deaths. *International Journal of Epidemiology*, 50(2), 390-390f. <https://doi.org/10.1093/ije/dyab027>.
- Simonsen, L., Spreeuwenberg, P., Lustig, R., Taylor, R. J., Fleming, D. M., Kroneman, M., Van Kerkhove, M. D., Mounts, A. W., Paget, W. J., the GLaMOR Collaborating Teams. (2013). Global Mortality Estimates for the 2009 Influenza Pandemic from the GLaMOR Project: A Modeling Study. *PLOS Medicine*, 10(11). <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001558>.
- Śleszyński, P. (2022). Wpływ pandemii COVID-19 na przestrzenne struktury demograficzne i osadnicze Polski – wstępne wnioski i hipotezy. W: K. Markowski (red.), *Konsekwencje zmian demograficznych. Materiały z III Kongresu Demograficznego. Część 1* (s. 32-52). Rządowa Rada Ludnościowa, Główny Urząd Statystyczny. <https://kd.stat.gov.pl/publikacje>.
- Śleszyński, P., Niedzielski, M. (2018). Zastosowanie danych telemetrycznych do szacunku ludności dziennej i nocnej w Warszawie. *Czasopismo Geograficzne*, 89(1/2), 43-60.
- Taboada, M., González, M., Alvarez, A., Eiras, M., Costa, J., Álvarez, J., Seoane-Pillado, T. (2021). First, second and third wave of COVID-19. What have we changed in the ICU management of these patients?. *Journal of Infection*, 82(6), e14-e15. <https://doi.org/10.1016/j.jinf.2021.03.027>.
- Zheng, C., Shao, W., Chen, X., Zhang, B., Wang, G., Zhang, W. (2022). Real-world effectiveness of COVID-19 vaccines: A literature review and meta-analysis. *International Journal of Infectious Diseases*, 114, 252-260. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2021.11.009>.

