

Nadmierna umieralność w Polsce podczas pandemii COVID-19 w 2020 roku

Radosław Murkowski^a

Streszczenie. Pandemia COVID-19 zaczęła się w Chinach w listopadzie 2019 r., a z początkiem 2020 r. rozprzestrzeniła się na większość krajów świata, czego skutkiem był duży wzrost liczby zgonów z powodu tej choroby. Celem badania omawianego w artykule jest oszacowanie i analiza zróżnicowania przestrzennego i czasowego nadmiernej umieralności podczas pandemii COVID-19 w 2020 r. w Polsce i jej regionach. W badaniu uwzględniono takie zmienne, jak płeć, wiek i okres pandemii w korelacji z raportowaną liczbą zgonów z powodu COVID-19 oraz raportowaną liczbą przypadków zakażeń wirusem SARS-CoV-2. Poziom normalnej tygodniowej umieralności obliczono za pomocą metody analizy szeregów czasowych uwzględniającej tygodniowe wahania sezonowe umieralności w ciągu całego roku, na podstawie danych raportowanych przez urzędy stanu cywilnego, a publikowanych przez Główny Urząd Statystyczny. Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono, że w Polsce w 2020 r. wystąpiło o blisko 71 tys. zgonów więcej niż normalnie, z czego ok. 91% dotyczyło osób w wieku 60 lat i więcej. Jednocześnie tylko niespełna 30 tys. nadmiarowych zgonów zostało zarejestrowanych jako zgony z powodu COVID-19, co stanowiło zaledwie ok. 41% wszystkich nadmiarowych zgonów w 2020 r. Poziom nadmiarowych zgonów był najwyższy w 45. tygodniu roku, tj. w okresie, kiedy odnotowano najwięcej przypadków zachorowań na COVID-19, a nie wtedy, kiedy wystąpiło najwięcej zgonów z powodu tej choroby, czyli trzy tygodnie później. Na razie nie jest jednak pewne, czy przyczyną tego stanu rzeczy było niedokładne określanie przyczyn zgonów na początku pandemii, czy to, że nadmierne obciążenie szpitali spowodowało wzrost zgonów z innych przyczyn.

Słowa kluczowe: COVID-19, SARS-CoV-2, nadmiarowe zgony, nadmierna umieralność, pandemia, modelowanie szeregów czasowych

JEL: J10, J11, J18, C22

Excess mortality in Poland during the COVID-19 pandemic in 2020

Abstract. The outbreak of the COVID-19 pandemic began in China in November 2019, and spread to most countries around the world in the early 2020, causing a large increase in deaths. The aim of the study described in this paper is to estimate and analyse the geographical and temporal variations in excess mortality during the COVID-19 pandemic in 2020 in Poland and its regions. The study took into consideration variables such as sex, age and the stage of the pandemic in correlation with the reported number of COVID-19 deaths and the reported number of SARS-CoV-2 virus infections. The standard weekly mortality rate in Poland in 2020 was calculated using the method of time series analysis taking into account weekly seasonal fluctuations in the mortality rate throughout the year, indicated with data reported by registry offices and published by Statistics Poland. The obtained results showed that in 2020, there

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Instytut Ekonomii, Katedra Koniunktury i Polityki Gospodarczej, Polska / Poznań University of Economics and Business, Institute of Economics, Department of Economic and Local Government Policy, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5258-3517>.
E-mail: radoslaw.murkowski@ue.poznan.pl.

were approximately 71,000 deaths above the standard number in Poland, most of which, i.e. about 91%, were the deaths of people aged 60 and over. Out of them, only less than 30,000 deaths were reported as deaths caused by COVID-19, which was only about 41% of all excess deaths in this period. The number of excess deaths peaked in the 45th week of 2020, which was the time when the largest number of cases of COVID-19 infection were reported, and not when the largest number of deaths from COVID-19 occurred (which was three weeks later). However, it has not been established yet whether the reason for this situation was an imperfect way of determining the causes of deaths at the beginning of the pandemic, or the excessive burden hospitals were subjected to that caused the increase in deaths from other causes.

Keywords: COVID-19, SARS-CoV-2, excess deaths, excess mortality, pandemic, time series modelling

1. Wprowadzenie

Pandemia COVID-19, ostrej choroby układu oddechowego wywoływanej koronawirusem SARS-CoV-2, zaczęła się w Wuhan (Chiny) w listopadzie 2019 r., a z początkiem 2020 r. rozprzestrzeniła się na większość krajów świata (Onder i in., 2020). Pierwszy przypadek zakażenia wirusem SARS-CoV-2 w Polsce stwierdzono 4 marca 2020 r. w szpitalu w Zielonej Górze. Z obawy przed wystąpieniem pandemii władze wprowadziły od 13 marca 2020 r. stan zagrożenia epidemicznego (Rozporządzenie Ministra Zdrowia z dnia 13 marca 2020 r. w sprawie ogłoszenia na obszarze Rzeczypospolitej Polskiej stanu zagrożenia epidemicznego), a od 20 marca 2020 r. – stan epidemii (Rozporządzenie Ministra Zdrowia z dnia 20 marca 2020 r. w sprawie ogłoszenia na obszarze Rzeczypospolitej Polskiej stanu epidemii). W efekcie podjętych działań udało się zatrzymać rozwój pierwszej fali pandemii w Polsce.

Jesienią 2020 r., wraz z drugą falą, wystąpiło w Polsce – po pewnym rozluźnieniu społecznym – istotne pogorszenie statystyk umieralności. W konsekwencji, według wstępnych szacunków, w 2020 r. zmarło ponad 485 tys. osób – najwięcej od czasu II wojny światowej (Ministerstwo Zdrowia, 2021). Eurostat (2020) prognozował, że w Polsce w 2020 r. umrze 415,4 tys. osób, natomiast Główny Urząd Statystyczny (GUS, 2014) w ostatniej prognozie przewidywał liczbę zgonów w 2020 r. na poziomie 394,7 tys. W świetle prognozy Eurostatu liczba zgonów w Polsce zanotowana w 2020 r. była wyższa nawet od największej przewidywanej rocznej liczby zgonów w całym horyzoncie prognozy (w 2045 r. miało umrzeć najwięcej osób – 473 tys.). Samo porównanie prognoz z rzeczywistą liczbą zgonów pozwala wstępnie ocenić skalę nadmiarowych zgonów zanotowanych w Polsce w 2020 r. na ok. 70 tys. osób.

Nadmierna umieralność to termin używany w epidemiologii i zdrowiu publicznym, który odnosi się do umieralności przekraczającej poziom przewidywany w standardowych warunkach (Vestergaard i in., 2020). Badanie nadmiernej umieralności pozwala ocenić ogólny wpływ epidemii na umieralność przez pokazanie zarówno bezpośredniego obciążenia epidemią, jak i jej pośredniego wpływu na liczbę zgonów, spowodowanego m.in. zakłóceniami w dostępie do świadczeń opieki zdrowotnej w przypadku innych schorzeń na obszarach kraju najbardziej dotkniętych chorobą (Blangiardo, 2020).

Już wczesne doświadczenia Włoch podczas pierwszej fali pandemii wskazały na możliwość wystąpienia lokalnego paraliżu opieki zdrowotnej ze względu na skupienie się przez oddziały ratunkowe i intensywnej opieki medycznej głównie na pacjentach z COVID-19 oraz ograniczenie bądź wstrzymanie działalności lekarzy ogólnych i ambulatoryjnych, aby zapobiec przenoszeniu się wirusa (Cutler i Summers, 2020; Scortichini i in., 2020).

Należy wziąć pod uwagę również długofalowe pośrednie skutki pandemii związane z opóźnieniem w czasie jej trwania dostępu do diagnostyki i leczenia innych chorób (unikanie przebywania w szpitalu lub na oddziale ratunkowym w obawie przed zakażeniem, odkładanie operacji lub chemioterapii w związku z nadmiernym obciążeniem służby zdrowia związanym z pandemią), co powoduje wykrycie niektórych schorzeń już w zaawansowanym stadium i przekłada się na wyższą umieralność (Degeling i in., 2021). Ponadto nakładane ograniczenia wiążą się z dużymi kosztami społeczno-ekonomicznymi, których konsekwencją jest wystąpienie globalnej recesji gospodarczej, w wyniku której miliony ludzi tracą pracę i mieszkania, zmniejszają się zarobki i rośnie ubóstwo, czego pochodną mogą być także przedwczesne zgony (Brooks i in., 2020; Cutler i Summers, 2020).

Prawidłowa ocena oddziaływania pandemii na umieralność powinna nie tylko odnosić się do oficjalnie zarejestrowanej liczby przypadków COVID-19 i odpowiadającej im liczby zgonów, lecz także uwzględniać całkowitą liczbę zgonów bez względu na ich przyczynę. Takie podejście abstrahuje od jakości kodowania przyczyny zgonu przez placówki medyczne i pozwala bez wątpliwości ocenić zarówno bezpośredni, jak i pośredni wpływ pandemii na umieralność.

Liczba zgłoszonych przypadków zachorowań i zgonów z powodu COVID-19 w dużym stopniu zależy od przyjętej polityki testowania – niektóre kraje badają tylko pacjentów wymagających hospitalizacji, inne zalecają badanie wszystkich, którzy mają objawy, niezależnie od konieczności opieki szpitalnej. Są też kraje, które wciąż nie wdrożyły masowych testów (Silva i in., 2020). W konsekwencji oficjalne statystyki zgonów z powodu COVID-19 mogą być zaniżone, na co wskazują wyniki niektórych badań, np. w Wielkiej Brytanii analizy poziomu nadmiernej umieralności, bez zgonów z powodu COVID-19, wskazują na gwałtowny wzrost liczby zgonów z powodu demencji i innych źle zdefiniowanych schorzeń, które częściowo mogą wynikać z niezdiagnozowanego COVID-19, zaostrzającego istniejący wcześniej stan (Raileigh, 2020). Jednocześnie zrozumienie dynamiki pandemii będzie pełne dopiero wtedy, gdy podda się analizie dane statystyczne na poziomie niższym niż krajowy, co pozwoli uchwycić różnice przestrzenne wynikające z zakaźnego charakteru choroby, a także z cech populacji i systemu opieki zdrowotnej.

Celem badania omawianego w artykule jest oszacowanie i analiza zróżnicowania przestrzennego i czasowego nadmiernej umieralności podczas pandemii COVID-19

w 2020 r. w Polsce i jej regionach. W badaniu uwzględniono płeć, wiek i okres pandemii w korelacji z raportowaną liczbą zgonów z powodu COVID-19 oraz raportowaną liczbą przypadków zakażeń wirusem SARS-CoV-2.

2. Metoda badania

Bezpośrednie i pośrednie szacunki nadmiernej umieralności podczas wojen i epidemii mają długą historię. Aby oszacować liczbę nadmiarowych zgonów spowodowanych grypą lub upałami, badacze zwykle opierają się na różnicy między obserwowaną a oczekiwaną w zwykłych warunkach liczbą zgonów (Checchi i Roberts, 2005). Im wyższa wartość, tym więcej dodatkowych zgonów wystąpiło w porównaniu z wartością wyjściową. Wartość ujemna oznacza, że w danym okresie wystąpiło mniej zgonów w porównaniu z okresem odniesienia (Giattino i in., 2021). Natomiast za wskaźnik nadmiernej umieralności przyjmuje się najczęściej odsetek dodatkowych zgonów w rozpatrywanym okresie w porównaniu z okresem odniesienia. Wskaźniki nadmiernej umieralności pozwalają ocenić ogólny wpływ pandemii COVID-19 na liczbę zgonów, ponieważ obejmują nie tylko zgony osób, u których zdiagnozowano COVID-19, lecz także osoby niezdiagnozowane oraz te, które zmarły pośrednio w wyniku pandemii, m.in. w związku z utrudnionym dostępem do innych usług medycznych. Podstawowa umieralność zmienia się z roku na rok i może na nią wpływać np. fala upałów czy mrozów, nasilenie sezonu grypowego lub inne czynniki o charakterze losowym, w związku z tym powinna być przedstawiana raczej jako zakres niż liczba. Dlatego aby ocenić wpływ chorób zakaźnych, takich jak COVID-19, w badaniu sprawdzano, czy obserwowana liczba zgonów odbiega od 95-procentowego przedziału predykcji poziomu standardowej umieralności.

Kluczowym wyzwaniem metodologicznym przy szacowaniu nadmiernej umieralności jest określenie spodziewanej umieralności w danym tygodniu w taki sposób, jakby pandemia nigdy się nie wydarzyła. Najpopularniejsza metoda kalkulacji spodziewanej liczby zgonów w badanym okresie polega na obliczeniu średniej historycznej na podstawie wartości zgonów z kilku wcześniejszych okresów (np. Docherty i in., 2020). Jednakże w takim podejściu nie uwzględnia się w wystarczającym stopniu sezonowości zgonów i długoterminowych trendów umieralności, jak również nie bierze się pod uwagę rocznych wahań czynników ryzyka, takich jak np. pogoda (Scortichini i in., 2020). Przykładowo umieralność w Polsce ze względu na charakter struktury ludności według wieku charakteryzuje się obecnie wyraźnym trendem rosnącym – w świetle prognoz Eurostatu (2020) roczna liczba zgonów w Polsce powinna się systematycznie zwiększać aż do połowy lat 40. XXI w. Dlatego aby poprawnie oszacować oczekiwaną tygodniową liczbę zgonów w Polsce w 2020 r., należałoby przeprowadzić bardziej złożoną analizę. W literaturze można spotkać różne podejścia do szacowania umieralności oczekiwanej, np. na podstawie ogólnego tren-

du umieralności w ciągu ostatnich kilku lat oraz wahań sezonowych przy użyciu metody analizy regresji (Simonsen i in., 2005) lub metody analizy szeregów czasowych (Németh i in., 2021), z wykorzystaniem metody ARIMA (Nunes i in., 2011) czy uogólnionego modelu liniowego Poissona (Farrington i in., 1996).

Do oszacowania poziomu standardowej tygodniowej umieralności w 2020 r. zastosowano metodę analizy szeregów czasowych uwzględniającą tygodniowe wahania sezonowe umieralności w ciągu całego roku, co pozwoliło m.in. uchwycić pośrednio sezonowy wpływ temperatury powietrza na liczbę zgonów. W badaniu zastosowano metodę wskaźnikową wyodrębniania wahań sezonowych o charakterze multiplikatywnym wraz z trendem wyznaczonym w sposób analityczny. Aby zmniejszyć wpływ czynników losowych na wyniki analizy, wykorzystano do budowy modelu wygładzone – za pomocą średniej ruchomej trzyokresowej – tygodniowe liczby zgonów z okresu 2009–2019 raportowane przez urzędy stanu cywilnego (USC), a publikowane przez GUS. Uwzględnienie tak długiego okresu pozwoliło zwiększyć stabilność czynnika sezonowego, zwłaszcza że lata 2017 i 2018 charakteryzowały się wyjątkowo dużymi wahaniami liczby zgonów, np. w kilku zimowych tygodniach odnotowano 10 tys. zgonów, czego nie zaobserwowano na początku 2020 r. Natomiast poziom czynnika trendu w modelach rozpoczynających się w 2009 r. i później był zbliżony.

Na podstawie tak opracowanych danych oszacowano oczekiwane tygodniowe liczby zgonów, niezależnie od przyczyny, dla Polski oraz na poziomie regionów NUTS 2 (województw i ich części) i podregionów NUTS 3 (grupujących powiaty). Odchylenie standardowe reszt kształtowało się we wszystkich modelach średnio na poziomie ok. 7% przeciętnej wartości zmiennej objaśnianej i zależało od wielkości regionu (w modelu dla Polski wyniosło ono mniej niż 5%, na poziomie NUTS 2 – średnio 6,2%, a na poziomie NUTS 3 – średnio 8,2%).

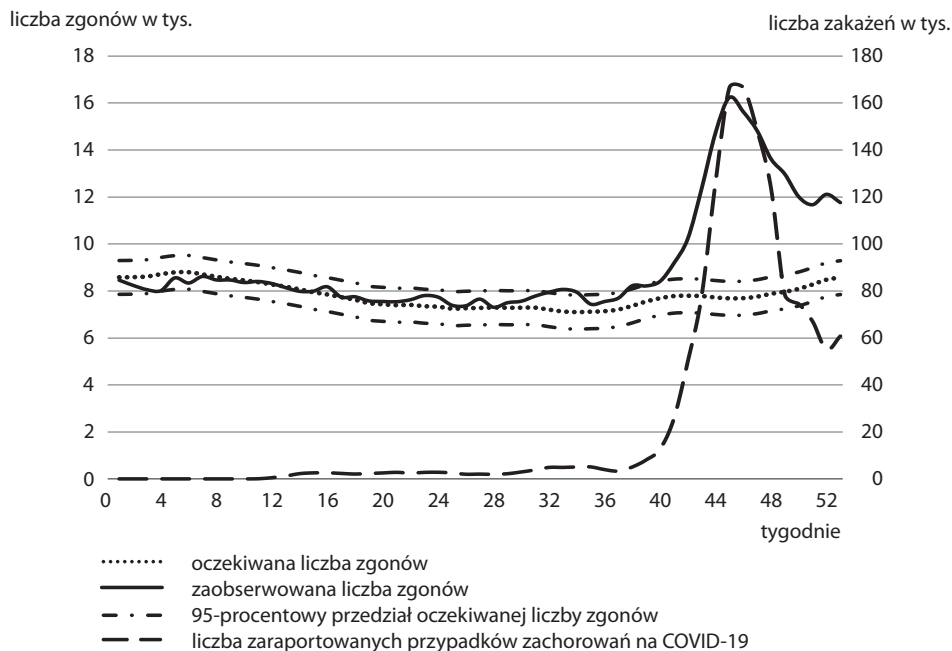
W przypadku modelu oczekiwanej tygodniowej liczby zgonów ze wszystkich przyczyn dla Polski oszacowano również oddzielnie modele według płci oraz według podstawowych grup ludności ze względu na wiek. Roczna liczba zgonów oszacowana za pomocą modeli zastosowanych w badaniu – 414,7 tys. – była bardzo zbliżona do tej z aktualnej prognozy sporządzonej przez Eurostat (2020) – 415,4 tys. zgonów w 2020 r. Następnie porównano obserwowaną umieralność w 2020 r. z przewidywaniami opartymi na tych modelach i określono ilościowo nadwyżkę zgonów definiowaną jako różnica pomiędzy zaobserwowaną liczbą zgonów a liczbą zgonów oszacowaną za pomocą modelu, która wystąpiłaby w przypadku niewystąpienia pandemii COVID-19.

Dodatkowo dla wszystkich modeli tygodniowej umieralności oszacowano także 95-procentowy przedział predykcji (taki, w którym z prawdopodobieństwem 95% mogłaby się znajdować teoretyczna oczekiwana tygodniowa liczba zgonów, przy założeniu rozkładu normalnego), co pozwoliło jednoznacznie wskazać okresy, w których umieralność odbiegała od poziomu normalnie oczekiwanego.

3. Wyniki badania

Pandemia COVID-19 zaczęła się rozprzestrzeniać w Europie od marca 2020 r. i wywołała istotny wzrost umieralności najpierw w północnych regionach Włoch, a później także w innych krajach. W Polsce liczba nadmiarowych zgonów zaczęła się zwiększać dopiero od połowy lipca 2020 r. Wcześniej, w marcu 2020 r., dość szybko i zdecydowanie wprowadzono w Polsce pierwsze restrykcje w związku z zagrożeniem wystąpienia pandemii, co poskutkowało dużą dyscypliną społeczną. W efekcie tygodniowa liczba zgonów od marca do czerwca (w okresie pierwszej fali COVID-19) znajdowała się na poziomie zbliżonym do (a nawet nieco poniżej) poziomu normalnego (wykr. 1). Wydaje się, że wyniki te można częściowo wyjaśnić mniejszą aktywnością społeczną ludzi wymuszoną restrykcjami, a co za tym idzie, prawdopodobnie niższą liczbą zgonów z powodu wypadków, niższą umieralnością związaną z infekcjami, w tym grypą lub zapaleniem płuc, w wyniku spadku ryzyka przenoszenia się tych chorób. Weryfikacja tej hipotezy będzie możliwa po udostępnieniu pełnych danych dotyczących tygodniowych przyczyn zgonów raportowanych za 2020 r.

Wykr. 1. Oczekiwana i zaobserwowana liczba zgonów oraz liczba zareportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 w Polsce w 2020 r. według tygodni



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.) i Ministerstwo Zdrowia (b.r.).

Tabl. 1. Nadmiarowe zgony w Polsce w 2020 r. według płci i wieku

Wyszczególnienie	Liczba zgonów			95-procentowy przedział predykcji w tys. osób
	w tys. osób	w %	na 100 tys. osób	
O g ó ł e m	70,7	100,0	184,4	53,5–88,0
w tym z powodu COVID-19	29,1	41,2	75,9	.
Mężczyźni	39,5	55,8	212,8	31,3–47,6
Kobiety	31,3	44,2	158,0	21,8–40,8
Ludność w wieku: 0–19 lat	0,1	0,1	1,0	–0,2–0,3
20–39	0,8	1,1	7,8	0,3–1,4
40–59	5,9	8,3	57,1	3,9–7,9
60–79	32,5	45,8	402,8	25,7–39,3
80 lat i więcej	31,7	44,6	1865,7	22,2–41,3

Uwaga. Modele zostały oszacowane oddzielnie dla poszczególnych grup wieku i płci – całość nie stanowi sumy części. W modelu przyjęto, że zgony przekraczające względnie normalny poziom w Polsce obserwowano dopiero od ok. 30. tygodnia 2020 r. (zob. wykr. 1 i 2). Te wyniki potwierdził również test istotności dla dwóch średnich, który wykazał, że średnia obserwowana tygodniowa liczba zgonów istotnie różniła się od średniej oczekiwanej tygodniowej liczby zgonów dopiero od 30. tygodnia 2020 r. (komputerowy poziom istotności $p < 1\%$), a wyraźnie – od 41. tygodnia (komputerowy poziom istotności $p < 0,01\%$). Za liczbę ludności przyjęto stan na 30.06.2020 r. Liczba zgonów zarejestrowanych jako zgony z powodu COVID-19 w Polsce w 2020 r. wyniosła 28,5 tys. Ze względu na sposób raportowania zgonów według tygodni 53. tydzień 2020 r. obejmuje również trzy dni 2021 r., dlatego zgony z powodu COVID-19 do 53. tygodnia 2020 r. wyniosły 29,1 tys., z czego większość wystąpiła pomiędzy 30. a 53. tygodniem 2020 r. (26,9 tys. zgonów).

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.) i Ministerstwo Zdrowia (b.r.).

Liczba zgonów w Polsce zaczęła powoli rosnąć dopiero od ok. 30. tygodnia 2020 r., a w 33. tygodniu (czyli w połowie sierpnia) po raz pierwszy przekroczyła górną granicę 95-procentowego przedziału ufności, wyznaczającego zakres wahań zgonów uznawanych za normalne w modelu umieralności dla 2020 r. (wykr. 1). W drugiej połowie września umieralność w Polsce zaczęła rosnąć już bardzo dynamicznie i w 45. tygodniu osiągnęła niespotykaną wcześniej skalę ponad 16 tys. zgonów w jednym tygodniu – o ponad 100% więcej niż normalnie. W świetle wyników oszacowanego modelu można stwierdzić, że w Polsce w 2020 r. wystąpiło ok. 71 tys. zgonów więcej niż normalnie, co daje ok. 185 nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. osób (tabl. 1). Liczba nadmiarowych zgonów w Polsce w 2020 r. z 95-procentowym prawdopodobieństwem była wyższa niż 53,5 tys. zgonów i nie przekraczała 88 tys. zgonów. Jednocześnie tylko niespełna 30 tys. nadmiarowych zgonów w 2020 r. zostało zarejestrowanych jako zgony z powodu COVID-19, co stanowiło tylko ok. 41% wszystkich nadmiarowych zgonów zanotowanych w tym okresie (tabl. 1).

Podobne wyniki zaobserwowano np. we Włoszech, gdzie nadmiarowe zgony na obszarach Bergamo i Bresci wzrosły w czterech pierwszych miesiącach pandemii (od marca do czerwca 2020 r.) o blisko 120% w porównaniu z tym samym okresem 2019 r., znacznie przewyższając liczbę zgonów oficjalnie przypisywanych chorobie COVID-19

(Conti, Ferrara, Mazzaglia i in., 2020). Pomimo to można stwierdzić, że zgony w wyniku zachorowania na COVID-19 stały się w Polsce – podobnie jak w niektórych innych krajach, np. w Wielkiej Brytanii (Raleigh, 2020) czy Stanach Zjednoczonych (Fricker, 2021) – prawdopodobnie (nie są jeszcze dostępne ostateczne dane co do przyczyn zgonów w Polsce) trzecią najczęstszą przyczyną zgonów w 2020 r., po zgonach z powodu nowotworów i chorób układu krążenia.

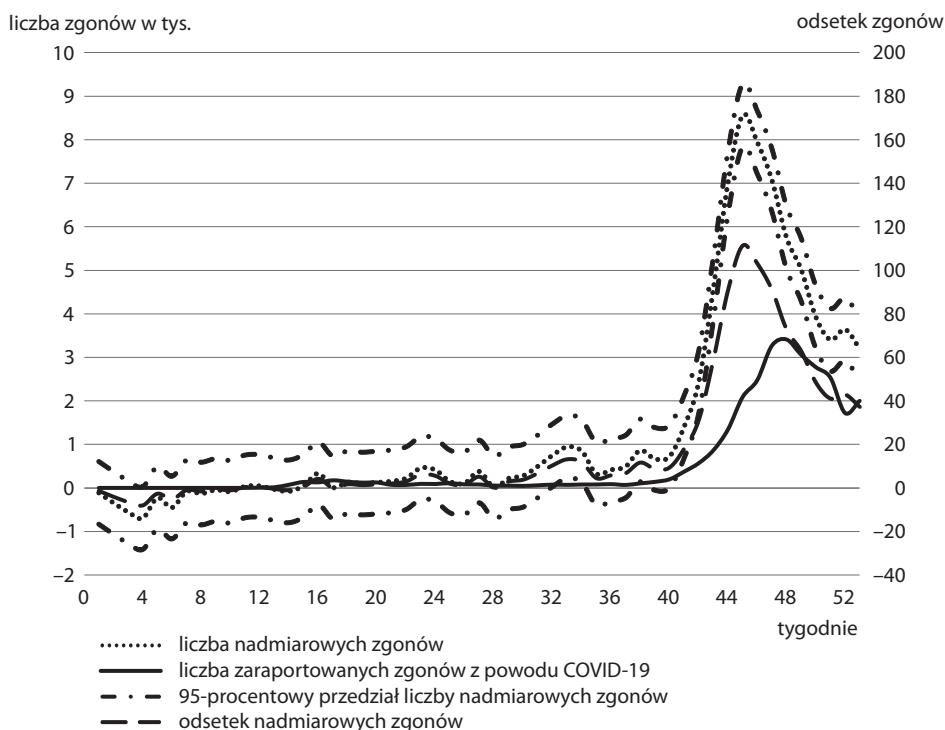
Różnicę pomiędzy liczbą nadmiarowych zgonów a zareportowaną liczbą zgonów z powodu COVID-19 można częściowo wyjaśnić niewłaściwym określeniem przyczyny zgonu jako innego niż COVID-19 oraz wzrostem zgonów pośrednio związanych z pandemią i wynikających z ograniczenia niektórym osobom dostępu do usług służby zdrowia w szczytowym okresie pandemii (Blangiardo i in., 2020). Wydaje się jednak mało prawdopodobne, aby tak duży wzrost liczby zgonów wynikał wyłącznie ze schorzeń innych niż COVID-19, które miały bezpośredni i potencjalnie pośredni wpływ na umieralność, np. poprzez przeciążenie i opóźnienie opieki zdrowotnej w przypadku schorzeń zależnych od czasu, takich jak udar, zawał mięśnia sercowego itp. (Conti, Ferrara, Fornari i in., 2020). W kontekście ustaleń Ministerstwa Zdrowia istotną część nadmiarowych zgonów zarejestrowanych przez stacje sanitarno-epidemiologiczne jako zgony inne niż z powodu COVID-19 stanowiły zgony u pozostałych osób, u których w przeszłości zdiagnozowano zakażenie SARS-CoV-2 (Ministerstwo Zdrowia, 2021).

W świetle badań głównymi czynnikami ryzyka śmierci u chorych na COVID-19 są przede wszystkim starszy wiek, płeć męska i występowanie chorób współistniejących (Zhou i in., 2020) oraz niski status społeczno-ekonomiczny (Stranga i in., 2020). Wśród wszystkich nadmiarowych zgonów zanotowanych w 2020 r. w Polsce według płci dominowały zgony mężczyzn, które stanowiły ok. 55,8% wszystkich zgonów. W strukturze nadmiarowych zgonów zanotowanych w 2020 r. według wieku wyraźnie dominowały zgony osób starszych: 45,8% stanowiły zgony osób w wieku 60–79 lat, a 44,6% – osób w wieku 80 lat i więcej. Liczba nadmiarowych zgonów osób w wieku 40–59 lat stanowiła 8,3% ogółu nadmiarowych zgonów, a w przypadku osób w wieku 20–39 lat było to ok. 1%. Nie znaleziono dowodów na nadmierną umieralność dzieci i młodzieży – można stwierdzić, że liczba zgonów osób poniżej 20. roku życia znajdowała się w 2020 r. na poziomie standardowym. Podobnie jak w innych krajach wśród dzieci odnotowano bardzo mały odsetek potwierdzonych przypadków zachorowania na COVID-19 i bardzo niskie wartości wskaźnika umieralności.

Aby lepiej zrozumieć przebieg pandemii, dane dotyczące zgonów, w tym nadmiarowych, zestawiono z tygodniową liczbą zareportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 oraz z tygodniową liczbą zareportowanych zgonów z tego powodu

(wykr. 1 i 2). Liczba nadmiarowych zgonów osiągnęła w Polsce szczyt w 45. tygodniu 2020 r. – w tym samym, w którym zarejestrowano najwięcej przypadków zachorowań na COVID-19 w całym roku (zarówno w 45., jak i w 46. tygodniu zgłoszono ponad 166 tys. zachorowań na COVID-19). Natomiast liczba zareportowanych zgonów z powodu COVID-19 osiągnęła maksimum w 48. tygodniu 2020 r. – ponad 3,4 tys. zgonów. W większości krajów, w których odnotowano wyraźne skoki umieralności z powodu COVID-19, jej wzrost był poprzedzony wzrostem umieralności z jakiegokolwiek przyczyny. To sugeruje, że liczba zgonów przypisywanych koronawirusowi SARS-CoV-2 mogła zostać zaniżona na początkowym etapie wzrostu umieralności podczas pandemii (Kung i in., 2021).

Wykr. 2. Nadmiarowe zgony oraz zgony z powodu COVID-19 w Polsce w 2020 r. według tygodni



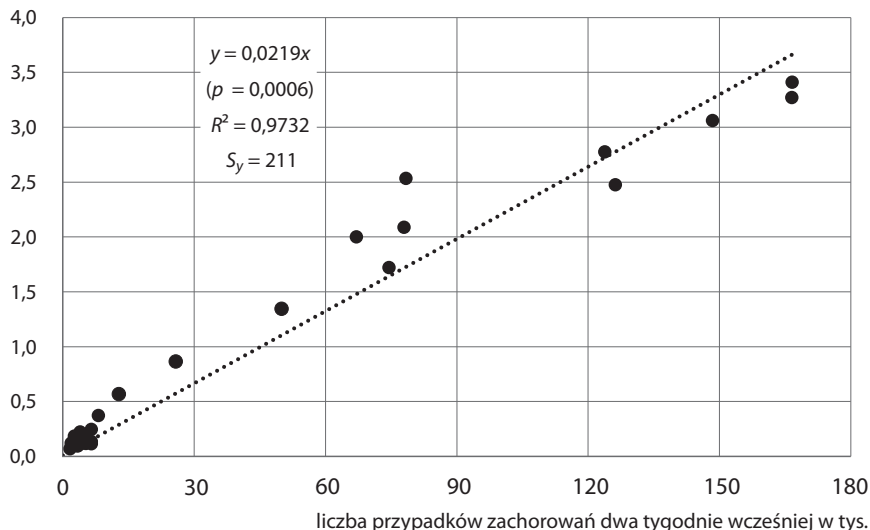
Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.) i Ministerstwo Zdrowia (b.r.).

Istnieje bardzo wysoka korelacja (współczynnik korelacji liniowej Pearsona równy 0,98) między liczbą potwierdzonych zgonów z powodu COVID-19 a liczbą zareportowanych przypadków zachorowań na tę chorobę dwa tygodnie wcześniej (wykr. 3). Zależność tę można opisać za pomocą modelu regresji liniowej bez wyrazu wolnego

($y = 0,0219 \cdot x$, $R^2 = 0,9732$), z którego wynika, że jeżeli liczba zaraportowanych przypadków COVID-19 wzrośnie o tysiąc, to liczba zgonów z powodu COVID-19 wzrośnie dwa tygodnie później średnio o 21,9 przypadku.

Wykr. 3. Zależność pomiędzy tygodniową liczbą zgonów z powodu COVID-19 a tygodniową liczbą zaraportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 dwa tygodnie wcześniej w Polsce w 2020 r.

liczba zgonów w tys.

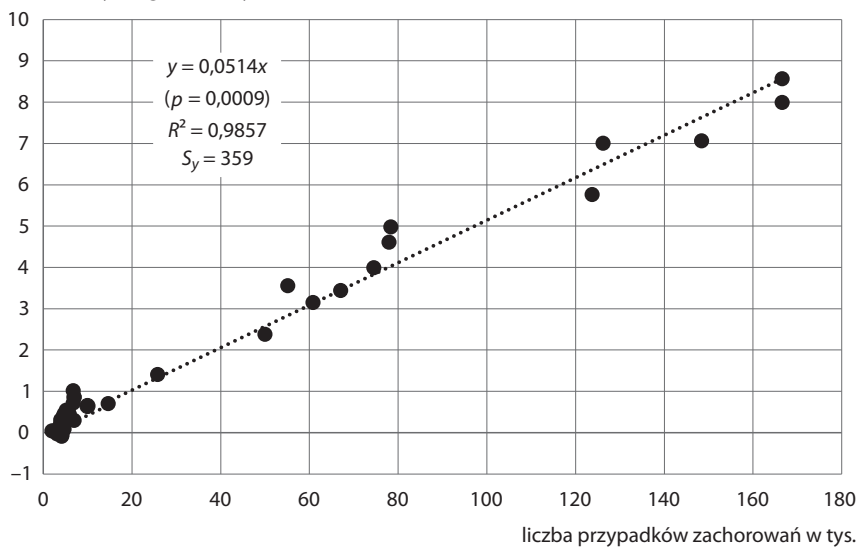


Uwaga. S_y – współczynnik zmienności resztowej, R^2 – współczynnik determinacji.
Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.) i Ministerstwo Zdrowia (b.r.).

Jednocześnie zaobserwowano istnienie bardzo wysokiej korelacji pomiędzy liczbą nadmiarowych zgonów a liczbą zaraportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 ($r = 0,99$) dla danych bez żadnych opóźnień (wykr. 4). Zależność tę opisano za pomocą modelu liniowej funkcji regresji bez wyrazu wolnego ($y = 0,0514 \cdot x$, $R^2 = 0,9857$), z której wynika, że jeżeli liczba zaraportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 wzrośnie o tysiąc, to liczba nadmiarowych zgonów będzie w tym samym tygodniu wyższa średnio o 51,4 przypadku. Wynik ten wskazuje, że duże znaczenie dla wzrostu nadmiarowych zgonów w szczytowym okresie pandemii ma poziom obciążenia systemu opieki zdrowotnej, związanego przypuszczalnie ze szczytem zakażeń wirusem SARS-CoV-2 i skutkującego ograniczeniem dostępu do leczenia w placówkach medycznych. Nie jest to jednak jeszcze całkowicie pewne. Możliwe, że część zgonów z powodu COVID-19 była zaniżona, ale będzie to można, przynajmniej częściowo, wyjaśnić dopiero wtedy, kiedy zostaną udostępnione dane dotyczące umieralności związanej z konkretną przyczyną zgonu.

Wykr. 4. Zależność pomiędzy tygodniową liczbą nadmiarowych zgonów a tygodniową liczbą zareportowanych przypadków zachorowań na COVID-19 w Polsce w 2020 r.

liczba nadmiarowych zgonów w tys.



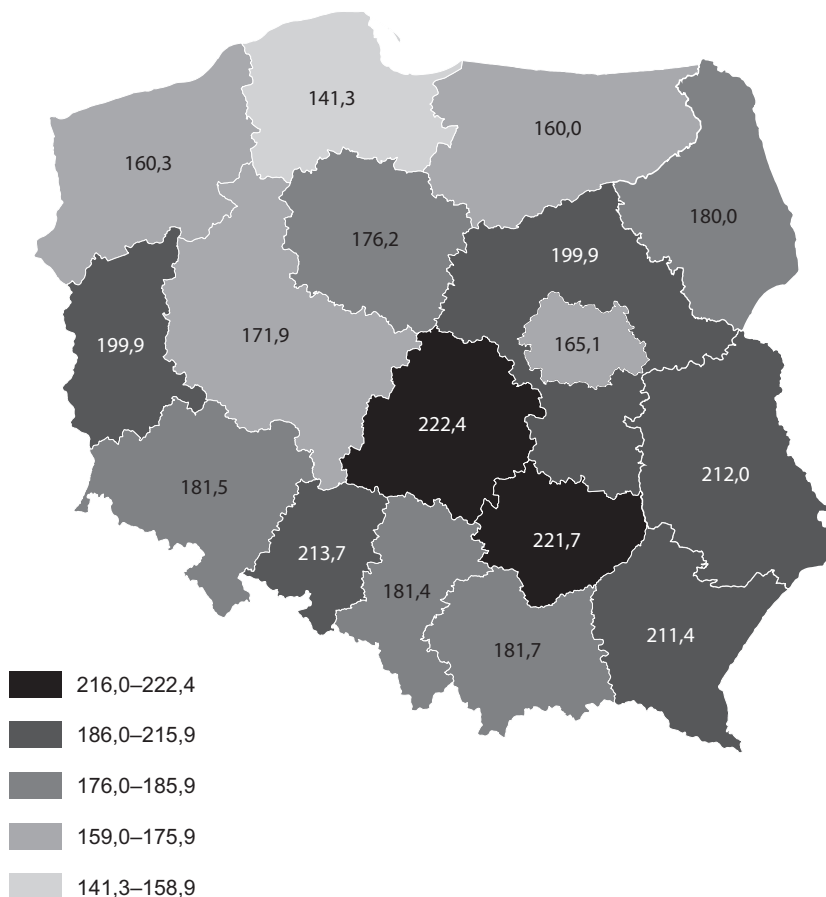
Uwaga. Jak przy wyk. 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.) i Ministerstwo Zdrowia (b.r.).

Zaobserwowano również wyraźne różnice przestrzenne w poziomie nadmiernej umieralności w układzie regionalnym według klasyfikacji Eurostatu – w podziale na 17 jednostek NUTS 2 (15 regionów tożsamy z województwami oprócz mazowieckiego oraz regiony mazowiecki stołeczny i mazowiecki regionalny) i 73 podregiony (jednostki grupujące powiaty) (tabl. 2 oraz mapy 1 i 2). Najwięcej nadmiarowych zgonów zanotowano oczywiście w najludniejszych regionach Polski: w woj. mazowieckim zmarło blisko 10 tys. osób więcej niż normalnie, w woj. śląskim – ponad 8 tys. osób, a w województwach małopolskim i wielkopolskim – ponad 6 tys. osób.

Rozkład nadmiarowych zgonów przedstawia się jednak zupełnie inaczej, jeżeli weźmie się pod uwagę wartość nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców (mapa 1). Najmniej nadmiarowych zgonów zanotowano w województwach i powiatach północnej części Polski: w woj. pomorskim było to średnio 141 nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób, a w województwach zachodniopomorskim i warmińsko-mazurskim – średnio ok. 160 zgonów. Dużo gorzej wypadły obszary centralnej i wschodniej Polski: w województwach łódzkim i świętokrzyskim zanotowano średnio ponad 220 nadmiarowych zgonów na 100 tys. osób, a w województwach lubelskim i podkarpackim, jak również w opolskim – ponad 210.

Mapa 1. Liczba nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców w 2020 r. według regionów NUTS 2



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.).

Tabl. 2. Nadmiarowe zgony w Polsce w 2020 r. (pomiędzy 30. a 53. tygodniem) według regionów NUTS 2

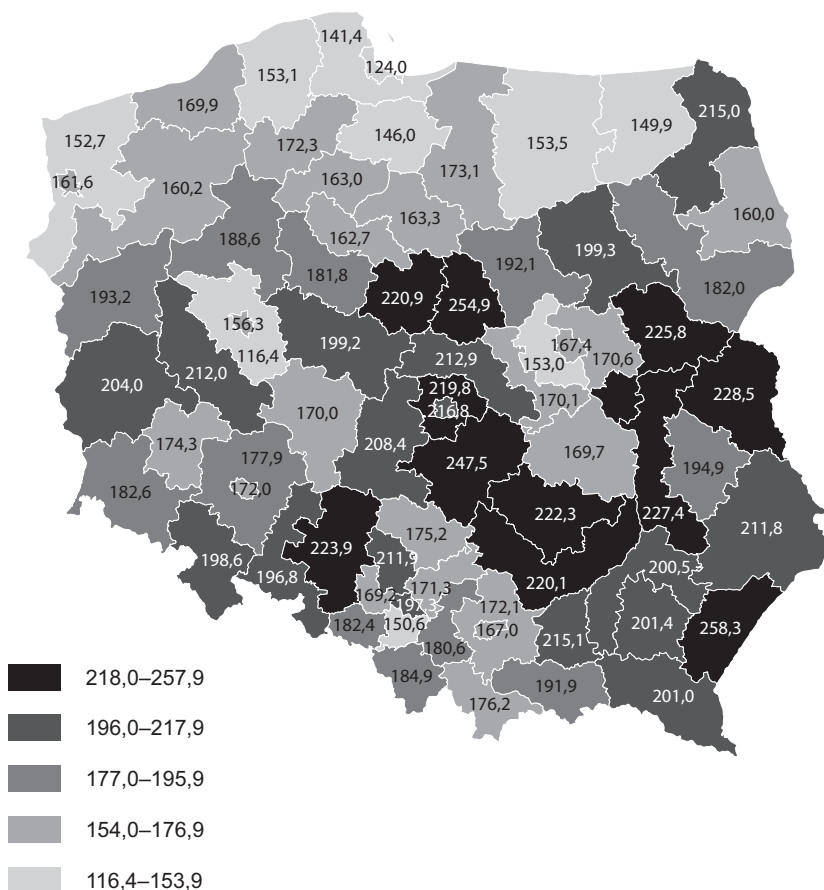
Regiony NUTS 2	Liczba zgonów			95-procentowy przedział predykcji w tys. osób
	w tys. osób	w %	na 100 tys. osób	
Dolnośląskie	5,26	7,4	181,5	3,58–6,95
Kujawsko-pomorskie	3,65	5,2	176,2	2,48–4,82
Lubelskie	4,46	6,3	212,0	3,25–5,67
Lubuskie	2,02	2,9	199,9	1,36–2,68
Łódzkie	5,45	7,7	222,4	3,85–7,05
Małopolskie	6,20	8,8	181,7	4,65–7,76
Mazowiecki stołeczny	5,11	7,2	165,1	3,70–6,52
Mazowiecki regionalny	4,66	6,6	199,9	3,29–6,03
Opolskie	2,10	3,0	213,7	1,37–2,82
Podkarpackie	4,49	6,4	211,4	3,48–5,51

Tabl. 2. Nadmiarowe zgony w Polsce w 2020 r. (pomiędzy 30. a 53. tygodniem) według regionów NUTS 2 (dok.)

Regiony NUTS 2	Liczba zgonów			95-procentowy przedział predykcji w tys. osób
	w tys. osób	w %	na 100 tys. osób	
Podlaskie	2,12	3,0	180,0	1,34–2,90
Pomorskie	3,32	4,7	141,3	2,34–4,29
Śląskie	8,18	11,6	181,4	5,77–10,58
Świętokrzyskie	2,73	3,9	221,7	1,87–3,58
Warmińsko-mazurskie	2,27	3,2	160,0	1,41–3,14
Wielkopolskie	6,02	8,5	171,9	4,28–7,75
Zachodniopomorskie	2,72	3,8	160,3	1,74–3,70

Uwaga. Jak przy tabl. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.).

Mapa 2. Liczba nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców w 2020 r. według podregionów NUTS 3

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (b.r.).

Na poziomie podregionów najmniej – poniżej 120 – nadmiarowych zgonów w przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców wystąpiło w podregionie poznańskim (mapa 2), z kolei w podregionach przemyskim i plockim zmarło blisko 260 osób więcej niż normalnie. W szczycie pandemii w Polsce, tj. w 45. tygodniu 2020 r. (na początku listopada), w podregionie tarnowskim zanotowano o 219% więcej zgonów niż normalnie. Podobnie wysokie procentowe nadwyżki zgonów względem wartości oczekiwanej wystąpiły w 45. tygodniu 2020 r. także w podregionach: nowosądeckim (202%), tarnobrzeskim (180%), rzeszowskim (173%), przemyskim (170%), puławskim (167%), siedleckim (165%) i piotrkowskim (151%). Najwyższe wartości wskaźnika nadmiernej umieralności w 46. tygodniu 2020 r. zanotowano w podregionach białskim (196%) oraz nowotarskim (153%), a w 44. tygodniu 2020 r. – w podregionie krośnieńskim (174%). Natomiast najniższa tygodniowa procentowa nadwyżka zgonów względem wartości obserwowanych normalnie podczas szczytu drugiej fali pandemii wystąpiła w niektórych dużych miastach: w 45. tygodniu w podregionie trójmiejskim (77%), w 46. tygodniu w mieście Szczecin (87%), w 48. tygodniu w podregionie szczecińskim (82%), a w 49. tygodniu w podregionie poznańskim (79%).

4. Podsumowanie

Pandemia COVID-19 zaczęła się w Chinach pod koniec 2019 r., a z początkiem 2020 r. rozprzestrzeniła się na całym świecie i wywołała znaczny wzrost umieralności w wielu krajach. W badaniu omawianym w artykule do oceny wpływu pandemii COVID-19 na zróżnicowanie przestrzenne i czasowe umieralności w Polsce i jej regionach z podziałem na płeć, wiek i okres pandemii wykorzystano miarę nadmiarowych zgonów. Szczyt pandemii w Polsce wystąpił w 45. tygodniu 2020 r., a następnie wartości wskaźnika nadmiernej umieralności powoli malały, choć pod koniec okresu obserwacji nadal utrzymywały się wyraźnie powyżej poziomu uznawanego za typowy.

Liczba nadmiarowych zgonów częściej dotyczyła mężczyzn niż kobiet oraz osób w wieku powyżej 60 lat niż młodszych. Ponadto poziom nadmiernej umieralności był w 2020 r. wyraźnie niższy w północnej Polsce, a wyższy w regionach środkowo-wschodnich. Chociaż możemy określić ilościowe różnice przestrzenne i czasowe nadmiernej umieralności, to zrozumienie powodu ich występowania nie jest już tak łatwe i wymaga dalszych badań. Prawidłowe ujęcie problemu rozprzestrzeniania się pandemii COVID-19 i jej wpływu na wzrost umieralności w Polsce powinno być kluczem do wdrożenia skutecznej polityki publicznej i zdrowotnej w walce z tą chorobą. W miarę pojawiania się nowych danych zaproponowany model można wykorzystać do określenia, kiedy wartości wskaźnika nadmiernej umieralności powrócą

do standardowego zakresu, a także czy i gdzie ponownie zaczną się odchyłać ze względu na pojawienie się potencjalnej kolejnej fali pandemii, która wymagałaby np. wprowadzenia kolejnych ograniczeń społecznych.

Niniejsze opracowanie ma pewne ograniczenia. Po pierwsze w małym zakresie uwzględniono w nim przyczyny zgonów, ponieważ pod uwagę wzięto jedynie wstępnie raportowane przez Ministerstwo Zdrowia zgony z powodu COVID-19. Uwzględnienie w szerszym zakresie przyczyn zgonów pozwoliłoby lepiej zrozumieć rozwój pandemii w Polsce oraz szerzej wyjaśnić zjawisko nadmiernej umieralności. Dlatego kontynuacja badań powinna uwzględniać analizę umieralności związanej z konkretną przyczyną zgonu, gdy tylko takie dane staną się dostępne. Umożliwi to głębsze zrozumienie trendów w zakresie nadmiernej umieralności związanej z COVID-19 w odniesieniu do innych rodzajów ryzyka śmierci.

Po drugie w modelu umieralności nie uwzględniono bezpośredniego wpływu temperatury czy innych czynników sezonowych, które mogą oddziaływać na różnicowanie umieralności pomiędzy latami. Chłodniejsze okresy wiążą się z podwyższeniem współczynników umieralności, a przykładowo początek 2020 r. w Polsce był względnie ciepły w porównaniu z poprzednimi latami. Dlatego oszacowanie oczekiwanej umieralności na podstawie danych historycznych może być w pewnym stopniu obciążone. Pomimo to w modelu uwzględniono ogólny czynnik sezonowy, który pośrednio, w postaci średnich procentowych wskaźników sezonowości, opisuje roczną sezonowość zgonów w Polsce.

Bibliografia

- Blangiardo, M., Cameletti, M., Pirani, M., Corsetti, G., Battaglini, M., Baio, G. (2020). Estimating weekly excess mortality at sub-national level in Italy during the COVID-19 pandemic. *PLoS ONE*, 15(10), 1–15. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240286>.
- Brooks, J. T., Butler, J. C., Redfield, R. R. (2020). Universal Masking to Prevent SARS-CoV-2 Transmission—The Time Is Now. *JAMA*, 324(7), 635–637. <https://doi.org/10.1001/jama.2020.13107>.
- Checchi, F., Roberts, L. (2005). *Interpreting and using mortality data in humanitarian emergencies: A primer for non-epidemiologists* (Network Paper No. 52). <https://odihpn.org/wp-content/uploads/2005/09/networkpaper052.pdf>.
- Conti, S., Ferrara, P., Fornari, C., Harari, S., Madotto, F., Silenzi, A., Zucchi, A., Manzoli, L., Mantovani, L. G. (2020). Estimates of the initial impact of the COVID-19 epidemic on overall mortality: evidence from Italy. *ERJ Open Research*, 6(2), 1–3. <https://doi.org/10.1183/23120541.00179-2020>.
- Conti, S., Ferrara, P., Mazzaglia, G., D’Orso, M., Ciampichini, R., Fornari, C., Madotto, F., Magoni, M., Sampietro, G., Silenzi, A., Sileo, C. V., Zucchi, A., Cesana, G., Manzoli, L., Mantovani, L. G. (2020). Magnitude and time-course of excess mortality during COVID-19 outbreak: population-based empirical evidence from highly impacted provinces in northern Italy. *ERJ Open Research*, 6(3), 1–9. <https://doi.org/10.1183/23120541.00458-2020>.

- Cutler, D. M., Summers, L. H. (2020). The COVID-19 Pandemic and the \$16 Trillion Virus. *JAMA*, 324(15), 1495–1496. <https://doi.org/10.1001/jama.2020.19759>.
- Degeling, K., Baxter, N. N., Emery, J., Jenkins, M. A., Franchini, F., Gibbs, P., Mann, G. B., McArthur, G., Solomon, B. J., IJzerman, M. J. (2021). An inverse stage-shift model to estimate the excess mortality and health economic impact of delayed access to cancer services due to the COVID-19 pandemic. *Asia-Pacific Journal of Clinical Oncology*, 1–9. <https://doi.org/10.1111/ajco.13505>.
- Docherty, K. F., Butt, J. H., de Boer, R. A., Dewan, P., Køber, L., Maggioni, A. P., McMurray, J. J. V., Solomon, S. D., Jhund, P. S. (2020). Excess deaths during the COVID-19 pandemic: An international comparison. <https://doi.org/10.1101/2020.04.21.20073114>.
- Eurostat. (2020). *Europop2019 – Population projections at national level (2019–2100)*. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>.
- Farrington, C. P., Andrews, N. J., Beale, A. D., Catchpole, M. A. (1996). A Statistical Algorithm for the Early Detection of Outbreaks of Infectious Disease. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 159(3), 547–563. <https://doi.org/10.2307/2983331>.
- Fricker, R. D. (2021). Covid-19: One year on... *Significance*, 18(1), 12–15. <https://doi.org/10.1111/1740-9713.01485>.
- Giattino, C., Ritchie, H., Roser, M., Ortiz-Ospina, E., Hasell, J. (2021, June 27). *Excess mortality during the Coronavirus pandemic (COVID-19)*. <https://ourworldindata.org/excess-mortality-covid>.
- Główny Urząd Statystyczny. (b.r.). *Zgony według tygodni*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/zgony-wedlug-tygodni,39,2.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2014). *Prognoza ludności na lata 2014–2050*. Warszawa. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/prognoza-ludnosci/prognoza-ludnosci-na-lata-2014-2050-opracowana-2014-r-1,5.html>.
- Kung, S., Doppen, M., Black, M., Braithwaite, I., Kearns, C., Weatherall, M., Beasley, R., Kearns, N. (2021). Underestimation of COVID-19 mortality during the pandemic. *ERJ Open Research*, 7(1), 1–7. <https://doi.org/10.1183/23120541.00766-2020>.
- Ministerstwo Zdrowia. (b.r.). *Raport zakażeń koronawirusem (SARS-CoV-2)*. Pobrane z <https://www.gov.pl/web/koronawirus/wykaz-zarazen-koronawirusem-sars-cov-2>.
- Ministerstwo Zdrowia. (2021). *Informacja o zgonach w Polsce w 2020 roku*. Warszawa.
- Németh, L., Jdanov, D. A., Shkolnikov, V. M. (2021). An open-sourced, web-based application to analyze weekly excess mortality based on the Short-term Mortality Fluctuations data series. *PLoS ONE*, 16(2), 1–10. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0246663>.
- Nunes, B., Viboud, C., Machado, A., Ringholz, C., Rebelo-de-Andrade, H., Nogueira, P., Miller, M. (2011). Excess Mortality Associated with Influenza Epidemics in Portugal, 1980 to 2004. *PLoS ONE*, 6(6), 1–10. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0020661>.
- Onder, G., Rezza, G., Brusaferro, S. (2020). Case-Fatality Rate and Characteristics of Patients Dying in Relation to COVID-19 in Italy. *JAMA*, 323(18), 1775–1776. <https://doi.org/10.1001/jama.2020.4683>.
- Raleigh, V. S. (2020). Tackling UK's mortality problem: covid-19 and other causes. *The BMJ*, 369, 1–2. <https://doi.org/10.1136/bmj.m2295>.
- Rozporządzenie Ministra Zdrowia z dnia 13 marca 2020 r. w sprawie ogłoszenia na obszarze Rzeczypospolitej Polskiej stanu zagrożenia epidemicznego (Dz.U. 2020 poz. 433).

- Rozporządzenie Ministra Zdrowia z dnia 20 marca 2020 r. w sprawie ogłoszenia na obszarze Rzeczypospolitej Polskiej stanu epidemii (Dz.U. 2020 poz. 491).
- Scortichini, M., Santos, R. S., De' Donato, F., De Sario, M., Michelozzi, P., Davoli, M., Masselot, P., Sera, F., Gasparrini, A. (2020). Excess mortality during the COVID-19 outbreak in Italy: a two-stage interrupted time-series analysis. *International Journal of Epidemiology*, 49(6), 1909–1917. <https://doi.org/10.1093/ije/dyaa169>.
- Silva, G. A., Jardim, B. C., Brito dos Santos, C. V. (2020). Excesso de mortalidade no Brasil em tempos de COVID-19. *Ciência & Saúde Coletiva*, 25(9), 3345–3354. <https://doi.org/10.1590/1413-81232020259.23642020>.
- Simonsen, L., Reichert, T. A., Viboud, C., Blackwelder, W. C., Taylor, R. J., Miller, M. A. (2005). Impact of Influenza Vaccination on Seasonal Mortality in the US Elderly Population. *Archives of Internal Medicine*, 165(3), 265–272. <https://doi.org/10.1001/archinte.165.3.265>.
- Stranga, P., Furst, P., Schultz, T. (2020). Excess deaths from COVID-19 correlate with age and socio-economic status. A database study in the Stockholm region. *Upsala Journal of Medical Science*, 125(4), 297–304. <https://doi.org/10.1080/03009734.2020.1828513>.
- Vestergaard, L. S., Nielsen, J., Richter, L., Schmid, D., Bustos, N., Braeye, T., Denissov, G., Veideman, T., Luomala, O., Möttönen, T., Fouillet, A., Caserio-Schönemann, C., Heiden, M., Uphoff, H., Lytras, T., Gkolfinopoulou, K., Paldy, A., Domegan, L., O'Donnell, J., Donato, F., Nocchioli, F., Hoffmann, P., Velez, T., England, K., Asten, L., White, R. A., Tønnessen, R., Silva, S. P., Rodrigues, A. P., Larrauri, A., Delgado-Sanz, C., Farah, A., Galanis, I., Junker, C., Perisa, D., Sinnathamby, M., Andrews, N., O'Doherty, M., Marquess, D. F. P., Kennedy, S., Olsen, S. J., Pebody, R., ECDC Public Health Emergency Team for COVID-19, Krause, T. G., Mølbak, K. (2020). Excess all-cause mortality during the COVID-19 pandemic in Europe – preliminary pooled estimates from the EuroMOMO network, March to April 2020. *Eurosurveillance*, 25(26), 1–6. <https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.26.2001214>.
- Zhou, F., Yu, T., Du, R., Fan, G., Liu, Y., Liu, Z., Xiang, J., Wang, Y., Song, B., Gu, X., Guan, L., Wei, Y., Li, H., Wu, X., Xu, J., Tu, S., Zhang, Y., Chen, H., Cao, B. (2020). Clinical course and risk factors for mortality of adult inpatients with COVID-19 in Wuhan, China: a retrospective cohort study. *Lancet*, 395(10229), 1054–1062. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30566-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30566-3).