

**UNIWERSYTET MEDYCZNY W BIAŁYMSTOKU**  
**WYDZIAŁ NAUK O ZDROWIU**



**Stefania Antonowicz**

**Ocena trendów zachorowalności i umieralności na wybrane  
nowotwory złośliwe przewodu pokarmowego w Polsce  
w latach 1999-2017**

ROZPRAWA DOKTORSKA NA STOPIEŃ DOKTORA NAUK O ZDROWIU

**Promotor: dr hab. n. med. Jarosław Daniluk**

**Promotor pomocniczy: dr n. med. Dominik Maślach**

Pracę wykonano w Klinice Gastroenterologii i Chorób Wewnętrznych

Uniwersyteckiego Szpitala Klinicznego w Białymstoku

Kierownik jednostki: prof. dr hab. n. med. Andrzej Dąbrowski

**Białystok 2023**

## Spis treści

<b>I. Wstęp.....</b>	<b>4</b>
1. Nowotwory złośliwe układu pokarmowego .....	5
1.1. Nowotwór złośliwy jelita grubego .....	6
1.2. Nowotwór złośliwy żołądka.....	10
1.3. Nowotwór złośliwy trzustki .....	12
<b>II. Założenia i cel pracy.....</b>	<b>16</b>
<b>III. Materiał i metodyka badania .....</b>	<b>18</b>
<b>IV. Wyniki .....</b>	<b>23</b>
1. Obciążenie rakiem jelita grubego w Polsce w latach 1999-2017.....	23
1.1. Trendy zachorowalności na raka jelita grubego w Polsce w latach 1999-2017.....	23
1.2. Trendy umieralności na raka jelita grubego w Polsce w latach 1999 - 2017 .....	29
1.3. Obciążenie rakiem jelita grubego w grupie wieku 35-49 w Polsce w latach 1999- 2017.....	36
1.3.1. Trendy zachorowalności na raka jelita grubego w grupie wieku 35-49 w Polsce w latach 1999- 2017 .....	36
1.3.2. Trendy umieralności z powodu raka jelita grubego w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017 .....	41
2. Obciążenie rakiem żołądka w Polsce w latach 1999-2017 .....	45
2.1. Trendy zachorowalności na raka żołądka w populacji Polski w latach 1999- 2017 .....	45
2.2. Trendy umieralności z powodu raka żołądka w populacji Polski w latach 1999- 2017 .....	51
3. Obciążenie rakiem trzustki w Polsce w latach 1999-2017.....	58
3.1. Trendy zachorowalności na raka trzustki w populacji Polski w latach 1999- 2017 .....	58
3.2. Trendy umieralności z powodu raka trzustki w Polsce w latach 1999- 2017 .....	65
<b>V. Dyskusja.....</b>	<b>73</b>
<b>VI. Wnioski .....</b>	<b>89</b>
<b>VII. Piśmiennictwo.....</b>	<b>90</b>
<b>VIII. Streszczenie w języku polskim.....</b>	<b>98</b>
<b>IX. Streszczenie w języku angielski.....</b>	<b>102</b>
<b>X. Spis rycin.....</b>	<b>105</b>
<b>XI. Spis tabel .....</b>	<b>108</b>

## Wykaz skrótów

KRN – Krajowy Rejestr Nowotworów

WHO – *ang. World Health Organization* – Światowa Organizacja Zdrowia

GUS – Główny Urząd Statystyczny

ICD – 10 – *ang. International Statistical Classification of Diseases and Related Health*

*Problems* – X Rewizja Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych

IARC - *ang. International Agency for Research on Cancer* - Międzynarodowa Agencja Badań nad Rakiem

OECD – *ang. Organization for Economic Cooperations and Development* – Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju

UE – Unia Europejska

USA – *ang. United State of America* – Stany Zjednoczone Ameryki

CHI – *ang. Cancer Health Indicators* – wskaźniki do oceny zwalczania nowotworów złośliwych

ASR – *ang. age – standardised rate* – współczynnik standaryzowany według wieku

CR – *ang. crude rate* – współczynnik surowy

APC – *ang. Annual Percent Change* – roczna procentowa zmiana

AAPC – *ang. Average Annual Percent Change* – średnia roczna procentowa zmiana

IC – *ang. Confidence interval* - przedział ufności

H. pylori – *ang. Helicobacter pylori*

CDH1 – *ang. e-cadherin gene* - gen E-kadheryny

CEA – antygen karcynoembrionalny

EUS - endoskopowa ultrasonografia

ECPW - endoskopowa cholangiopankreatografia wsteczna

MZ/N-1a – Karta Zgłoszenia Nowotworu Złośliwego

## I. Wstęp

Nowotwory złośliwe stanowią aktualnie jeden z największych światowych problemów zdrowotnych. Rosnąca liczba zachorowań oraz zgonów jest nie tylko poważnym problemem społecznym ale również ekonomicznym [1-3]. Prognozuje się, że w ciągu najbliższych dziesięcioleci nowotwory złośliwe będą najczęstszą przyczyną zachorowalności oraz umieralności we wszystkich regionach świata [4,5]. Wzrost wskaźników przedwczesnej umieralności ludności na całym świecie spowodowany jest w dużej mierze wzrostem liczby zgonów z powodu nowotworów złośliwych. Zgodnie z prognozami szacuje się, że globalne obciążenie nowotworami złośliwymi wzrośnie z 14 mln w roku 2012 do prawie 22 milionów w roku 2030, a 65% tych zachorowań będzie dotyczyć krajów o niskim i średnim dochodzie [6- 11]. Autorzy *Europejskiego Planu Walki z Rakiem* szacują, że do roku 2035 liczba zachorowań na raka w Unii Europejskiej wzrośnie o 24% [12].

Według danych WHO i Międzynarodowej Agencji Badań nad Rakiem w 2020 roku najczęstszymi, nowo diagnozowanymi nowotworami na świecie były rak piersi u kobiet (2,2 mln), rak płuca (2,2 mln), **rak jelita grubego** (1,9 mln), rak prostaty (1,4 mln), rak skóry niebędący czerniakiem (1,2 mln) oraz **rak żołądka** (1,1 mln). Najczęstsze przyczyny zgonów stanowiły rak płuca (1,8 mln), **rak jelita grubego** (916 tys.), rak wątroby (830 tys.), **rak żołądka** (769 tys.) oraz rak piersi u kobiet (685 tys.) [12].

W Polsce wpływ na rosnącą liczbę zachorowań i zgonów z powodu nowotworów złośliwych ma nie tylko zwiększona ekspozycja na czynniki rakotwórcze ale również opóźnienia we wdrażaniu programów profilaktycznych, w porównaniu do innych krajów. Programy przesiewowe umożliwiają wykrycie raka we wczesnym stadium rozwoju choroby, pozwalając tym samym na podjęcie skutecznych działań terapeutyczno-leczniczych. Poza brakiem wystarczającej liczby aktywnie prowadzonych programów przesiewowych, problemem jest również niska świadomość społeczeństwa o konieczności poddawania się badaniom realizowanym w ramach profilaktyki chorób nowotworowych, co skutkuje ograniczonym uczestnictwem populacji, do której skierowana jest profilaktyka. Starzenie się społeczeństw jest kolejnym czynnikiem mającym istotny wpływ na wzrost zachorowalności i umieralności z powodu nowotworów złośliwych [13-14].

Według danych Krajowego Rejestru Nowotworów (KRN), w Polsce w 2017 roku, odnotowano ogółem 164 875 nowych zachorowań na nowotwory złośliwe. Surowy współczynnik zachorowalności wynosił 429,1/100 tys., a współczynnik standaryzowany według wieku populacji europejskiej 463,4/100 tys. W tym samym roku w Europie odnotowano

4 786 818 nowych przypadków nowotworów złośliwych ogółem a surowy współczynnik zachorowalności wynosił 512,9/100 tys. [15]. Najwięcej zachorowań u mężczyzn odnotowano w między 55 a 79 rokiem życia, u kobiet w grupie wieku 50-74 lata. Według prognoz KRN dotyczącej zachorowalności na nowotwory złośliwe w Polsce w ciągu najbliższych 20 lat zmieni się proporcja zachorowań względem płci i to kobiety będą chorować częściej. Już w 2017 roku wśród młodych dorosłych, w wieku 20-44 lata, odnotowano wyższą wartość współczynników zachorowalności u kobiet. Struktura zachorowań różni się od struktury zgonów, a główną tego przyczyną jest liczba zgonów z powodu nowotworów o gorszym rokowaniu [14,16].

Wyniki badania EURO CARE 5 wskazują, iż polski system opieki onkologicznej postrzegany jest przez pacjentów jako nieprzyjazny co może wpływać na odłożenie przez pacjenta w czasie decyzji o zgłoszeniu się do lekarza. Zwłoka w rozpoczęciu diagnostyki chorób nowotworowych często skutkuje ich wykrywaniem w wysokim stadium zaawansowania. Ze względu na słabą koordynację zespołów działających w ramach opieki onkologicznej, podejmowanie działań terapeutyczno-leczniczych jest opóźnione co skutkować może słabszym rokowaniem pacjentów z już rozpoznaną chorobą nowotworową. Poprawa współpracy zespołów w opiece nad pacjentem może pozytywnie wpłynąć na sytuację zdrowotną populacji w aspekcie nowotworów złośliwych [18-20].

Dodatkowym negatywnym aspektem postrzegania systemu opieki nad nowotworami jest fakt opóźnionego wprowadzenia środków terapeutyczno-leczniczych ze względu na brak koordynacji zespołów personelu medycznego na różnych etapach choroby. Tworzenie powiązanych ze sobą kadr medycznych może wspomóc poprawę opieki nad pacjentami onkologicznymi, tym samym na poprawę sytuacji zdrowotnej populacji [18-20].

Epidemiologia nowotworów jest dziedziną nauki pozwalającą na przeprowadzenie badań obserwacyjnych, umożliwiających monitorowanie zmian zdrowotnych zachodzących w społeczeństwie [21]. Chociaż analiza potencjalnych przyczyn chorób nowotworowych prowadzona jest od dawna to zastosowanie epidemiologii w profilaktyce nowotworów jest stosunkowo nowym zjawiskiem w polityce zdrowotnej [22-23].

## **1. Nowotwory złośliwe układu pokarmowego**

W 2017 roku, w Polsce zachorowania na nowotwór przewodu pokarmowego (C15-C26) stanowiły niemal 20% wszystkich zachorowań na nowotwory złośliwe i 28% wszystkich zgonów z tego powodu. Najczęściej występującymi nowotworami przewodu pokarmowego w Polsce są nowotwory żołądka (C16), jelita grubego (C18-C20) oraz trzustki (C25).

## 1.1. Nowotwór złośliwy jelita grubego

Rak jelita grubego przez ostatnie lata stał się dominującym nowotworem złośliwym na świecie. Łącznie u obu płci nowotwór jelita grubego był trzecim pod względem zapadalności, nowotworem złośliwym co stanowiło niemal 10% wszystkich zachorowań na nowotwory (z wyłączeniem nieczerniakowego raka skóry) [24,25]. W 2018 roku na świecie odnotowano większą liczbę zachorowań na raka jelita grubego u mężczyzn niż u kobiet, zauważa się dyskretne zmniejszenie dysproporcji zachorowań między płciami [15].

### *Klasyfikacja*

Rak jelita grubego rozwija się najczęściej w obrębie polipów gruczolakowatych. Polipami przewodu pokarmowego, w tym jelita grubego, nazywamy odgraniczone zmiany tkankowe, które wystają ponad poziom błony śluzowej. Pod względem histopatologicznym polipy można podzielić na następujące grupy:

- polipy śluzówkowe nowotworowe :
  - gruczolaki – najczęstszy typ polipów nowotworowych u dorosłych pacjentów (ok. 70% wszystkich zmian), wyróżnia się cztery typy histologiczne (cewkowe, cewkowo-kosmkowe, kosmkowe, ząbkowane), które cechuje dysplazja komórek nabłonkowych;
  - rak w gruczolaku – choć stosunkowo niewielka liczba gruczolaków ulega transformacji w raka (ok. 10%) istnieje wiele czynników, które mogą wpłynąć na ich rozwój, duży odsetek raków jelita ma uwarunkowania genetyczne;
- nienowotworowe:
  - hiperplastyczne – mogą stanowić podłoże do rozwoju gruczolaków oraz raka jelita, dotyczy to głównie dużych polipów hiperplastycznych;
  - zapalne – polipy towarzyszące zapaleniom jelita grubego lub stanowią pozostałość po przebytych zapaleniu;
  - hamartomatyczne – dzielimy je na dwa rodzaje, młodzieńcze oraz polipy Peutz-Jaghersa, polipy te ujawniają się zazwyczaj u osób młodych;
- polipy podśluzówkowe [27].

Większość raków jelita stanowią gruczolakoraki sporadyczne (ok. 75%), na ich rozwój nie wpływają czynniki genetyczne natomiast duży wpływ na ich powstanie mają czynniki środowiskowe. Pozostałe 25% przypadków jest ściśle związane z uwarunkowaniem

genetycznym, należą do nich zespoły polipowatości oraz dziedziczny rak, który nie jest związany z polipowatością (Zespół Lyncha) [26].

### ***Obraz kliniczny i czynniki ryzyka***

Rak jelita grubego jest nowotworem możliwym do wykrycia w jego wczesnym stadium, pod warunkiem wykonania odpowiedniego badania diagnostycznego. Objawy choroby są jednak często mało charakterystyczne co powoduje, że od ich pojawienia się do rozpoznania choroby mija kilka lat. Najbardziej charakterystycznym objawem, poza bólami brzucha są zmiany rytmu wypróżnień oraz krwawienie z odbytu. Objawy mogą różnić się w zależności od lokalizacji zmiany nowotworowej w jelicie. Rak lewej części okrężnicy oraz odbytnicy często cechuje się jawnym krwawieniem z jelita oraz dobową zmianą rytmu wypróżnień. W przypadku raka wstępnicy oraz kątnicy pierwszym symptomem są niejednokrotnie objawy niedokrwistości [26,27].

Istnieje wiele dowodów na to, iż zmiana stylu życia może zmniejszyć ryzyko zachorowania na raka jelita grubego. Nieprawidłowa dieta, bogata w czerwone mięso, które w 2015 roku IARC określiła jako czynnik szczególnie powiązany z rakiem, jest jednym z głównych modyfikowalnych czynników ryzyka. Istotne jest również, iż dieta uboga w selen, błonnik i włókna roślinne negatywnie wpływa na mikrobiotę jelitową. Kolejnymi czynnikami mogącymi predysponować do rozwoju choroby jest nadmierne spożywanie alkoholu, palenie tytoniu, otyłość, brak aktywności fizycznej, siedzący tryb życia. Postuluje się również, że zachowania antyzdrowotne mogą wchodzić w interakcję z podłożem genetycznym zwiększając ryzyko zachorowalności [28-30].

### ***Diagnostyka i leczenie***

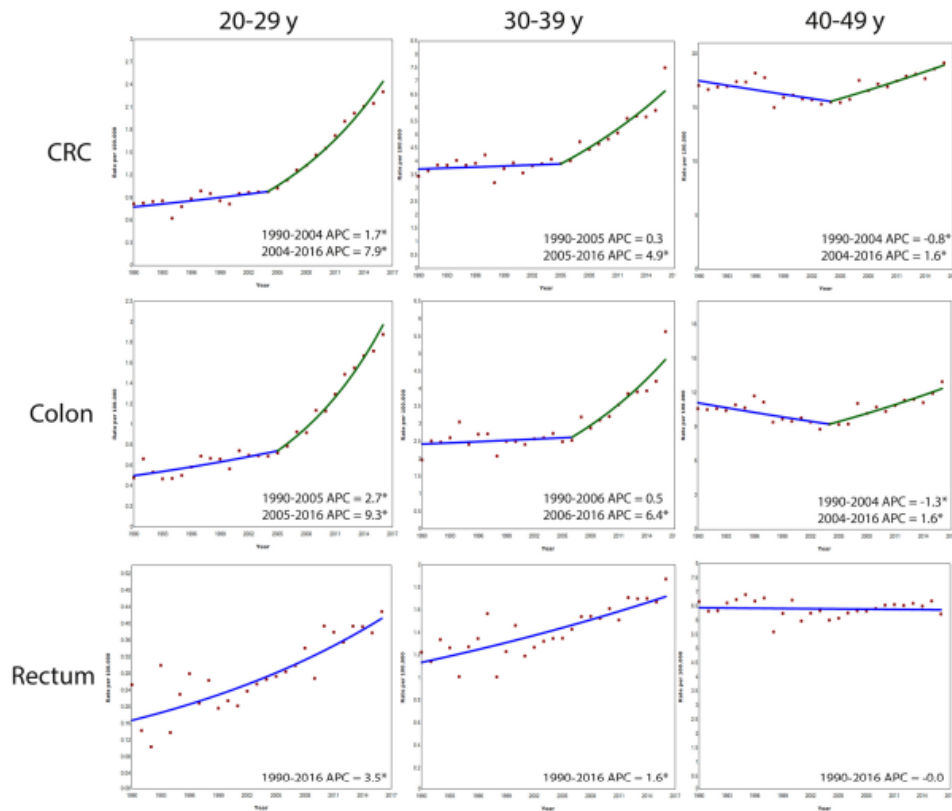
Kolonoskopia jest najważniejszym badaniem w diagnozie raka jelita grubego. Badanie endoskopowe poza stwierdzeniem zmiany potencjalnie nowotworowej pozwala na pobranie wycinków do badania histopatologicznego oraz wizualizacji jelita pod kątem ewentualnych innych zmian patologicznych. Przydatnym narzędziem diagnostycznym są również badania obrazowe takie jak rezonans magnetyczny lub tomografia komputerowa, które pozwalają na przeprowadzenie oceny stopnia zaawansowania nowotworu np. obecności przerzutów odległych. Dodatkowe korzyści diagnostyczne mogą płynąć z oznaczenia w surowicy pacjenta stężenia antygenu rako-płodowego (*ang. carcinoembryonic antigen, CEA*) oraz badanie morfologii krwi obwodowej. Po zdiagnozowaniu raka jelita grubego najskuteczniejszą formą leczenia pozostaje leczenie chirurgiczne, które polega na resekcji guza wraz z sąsiadującymi węzłami chłonnymi [27,30].

## ***Profilaktyka***

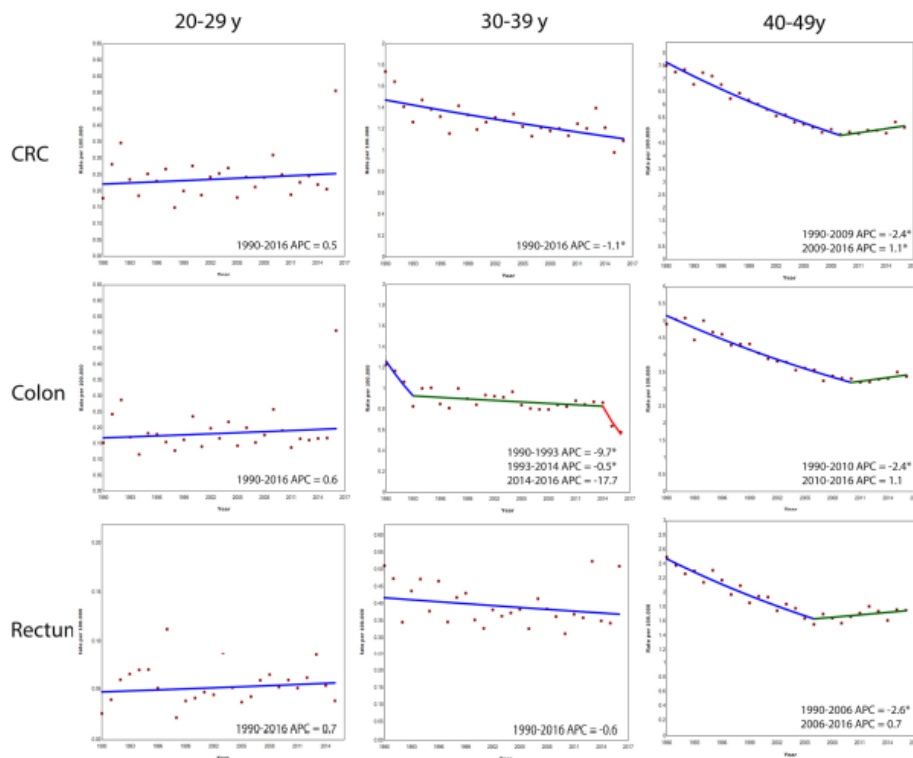
Aktualnie uzyskane na przestrzeni lat dane sugerują, iż profilaktyka pierwotna raka jelita powinna być skierowana na edukację zdrowotną populacji, szczególnie w walce z antyzdrowotnymi zachorowaniami mogącymi promować rozwój choroby. Wśród lekarzy podstawowej opieki zdrowotnej powinny być podejmowane próby działań mogących wpłynąć na sposób odżywiania pacjentów, zwiększenie aktywności fizycznej czy zmniejszanie spożywania alkoholu. W ramach profilaktyki najprostszą metodą badań przesiewowych jest test na krew utajoną w kale wykonywany corocznie. Badanie jest nieinwazyjne i pozwala wykryć nowotwór nawet w jego wczesnym stadium. Niestety w Polsce test na krew utajoną w kale nie jest stosowany jako badanie przesiewowe. Wątpliwość w zastosowaniu tego testu budzi jego ograniczona czułość i swoistość. Wyniki fałszywie dodatnie wskazują na określony stan kliniczny przy faktycznym braku choroby, natomiast wyniki fałszywie ujemne nie stwierdzają schorzenia gdy w organizmie faktycznie rozwija się jednostka choroby. Najskuteczniejszym i najbardziej rozpowszechnionym elementem profilaktyki wtórnej raka jelita jest badanie endoskopowe – kolonoskopia. Jest ona traktowana jako złoty standard badań przesiewowych. Do jej głównych zalet dużą czułość i swoistość diagnostyczną w wykrywaniu raka oraz możliwość stwierdzenia i usuwania polipów, które są zmianami przedrakowymi [27,30].

W Polsce badania przesiewowe raka jelita grubego prowadzone jest w ramach Narodowej Strategii Onkologicznej i skierowane są do osób po 50 roku życia. Biorąc pod uwagę fakt, iż rak jelita grubego najczęściej dotyka osoby powyżej 50 roku życia jest to docelowa grupa populacji do przeprowadzenia badań. Jednak na przestrzeni lat coraz częściej odnotowywane są rosnące liczby zachorowań wśród młodych dorosłych. W Stanach Zjednoczonych zachorowalność na raka okrężnicy w populacji poniżej 50 roku życia od 1974 roku wzrasta o 1,0%–2,4% rocznie, a zachorowalność na raka odbytnicy o 3,2% [38]. Analizy danych epidemiologicznych wykazują wzrostową tendencję współczynnika zachorowalności na nowotwór złośliwy jelita grubego na świecie w grupach wieku 20-29 lat, 30-39 lat oraz 40-49 lat od roku 1990 do roku 2016 (Rycina 1). Umieralność na nowotwór jelita grubego w grupie wieku 20-29 lat oraz 40–49 lat również wzrosła. (Rycina 2) [19,31,32].





Rycina 1. Roczna zmiana procentowa (APC) związana z wiekiem zachorowalności na raka jelita grubego (CRC), raka okrężnicy (COLON) i raka odbytnicy (RECTUM) w Europie, 1990-2016 [31]



Rycina 2. Roczna zmiana procentowa (APC) związana z wiekiem umieralności na raka jelita grubego (CRC), raka okrężnicy (COLON) i raka odbytnicy (RECTUM) w Europie, 1990-2016 [31]

Nie jest znana przyczyna rosnącego trendu zachorowań na nowotwór jelita grubego populacji poniżej 50 roku życia. Najprawdopodobniej ma to związek ze stylem życia oraz antyzdrowotnymi nawykami powszechnymi w młodszych pokoleniach. Amerykańskie Towarzystwo Onkologiczne, *US Preventive Services Task Force* oraz *American College of Gastroenterology* zalecają obniżenie wieku do rozpoczęcia badań przesiewowych raka jelita grubego z 50 do 45 roku życia [29,39].

## **1.2.Nowotwór złośliwy żołądka**

Według definicji rak żołądka to nowotwór złośliwy wywodzący się z tkanki nabłonkowej żołądka (*Wielka Interna – wydanie II: Gastroenterologia*). Jest to jeden z najczęściej rozpoznawanych nowotworów złośliwych i stanowi 10% wszystkich zachorowań. Jest to również jedna z głównych przyczyn zgonu z powodu nowotworów. Choć zachorowalność i umieralność na raka żołądka maleje jest to nowotwór o dużej złośliwości i nadal stanowi globalny problem zdrowotny [27,33-35].

### ***Klasyfikacja***

Nowotwory żołądka można sklasyfikować na trzy grupy:

- nowotwory złośliwe:
  - rak żołądka – 95%
  - chłoniak – 2-5%
- nowotwory potencjalnie złośliwe (1-3% ) :
  - nowotwory podścieliskowe i neuroendokrynne
- nowotwory łagodne (<1%) :
  - tłuszczak
  - mięśniak
  - wywodzący się z tkanki nerwowej
  - polipy gruczołowe [27].

Ponad 90% wszystkich nowotworów żołądka to nowotwory złośliwe, które w klasyfikacji histopatologicznej wg WHO stanowią gruczolakoraki (rak cewkowy i brodawkowaty). Pozostałe histologiczne typy nabłonkowego raka obejmują: rak śluzotwórczy, płaskonabłonkowy, gruczołowy i gruczołowo-płaskonabłonkowy, rak mało zróżnicowany, rak drobnokomórkowy, niezróżnicowany oraz rak niesklasyfikowany [27,36].

## **Obraz kliniczny i czynniki ryzyka**

Trudności w diagnostyce wczesnej postaci raka żołądka związane są głównie z brakiem typowych objawów klinicznych. Najczęstsze symptomy występujące u pacjentów we wczesnej fazie choroby to bóle w nadbrzuszu, uczucie pełności po posiłku, nudności, osłabienie, zmniejszona masa ciała oraz objawy krwawienia z przewodu pokarmowego. Objawy początkowo mogą zmniejszyć się po zastosowaniu leków, hamujących wydzielanie żołądkowe. W zaawansowanej fazie choroby objawy nasilają się, dochodzi do nich również dysfagia oraz wymioty. Dodatkowo w wynikach laboratoryjnych pojawiają się cechy niedokrwistości, w badaniach obrazowych stwierdza się obecność guza w jamie brzusznej powiększonych węzłów chłonnych [27].

Rak żołądka jest chorobą etiologii wieloczynnikowej, a przeprowadzone przez lata badania epidemiologiczne pozwoliły na wskazanie czynników ryzyka, które warunkują powstanie zmian chorobowych. Najczęstsze czynniki predysponujące to:

- zakażenie *Helicobacter pylori* – przewlekłe zapalenie błony śluzowej żołądka wywołane tą bakterią stanowi prekursor do pojawienia się zmian nowotworowych. Dane literaturowe wykazały, że zakażenie *H. pylori* jest przyczyną niemal 90% wszystkich raków żołądka. W 1994 roku *International Agency for Research on Cancer (IARC)* uznało zakażenie *H. pylori* za kancerogen pierwszego stopnia;
- wirus Epsteina-Barr (EBV) – nowotwory związane z zakażeniem EBV wstępują najczęściej w populacji mężczyzn i stanowią ok 10% raków, są to zazwyczaj nowotwory nabłonkowe o typie rozlanym, zlokalizowane w proksymalnej części żołądka;
- czynniki środowiskowe – badania IARC z 2004, a następnie z 2009 roku wykazało, że aktywne palenie tytoniu zwiększa ryzyko zachorowania na raka żołądka. Ponadto stosowanie diety ubogiej w błonnik i z dużą zawartością soli stanowi istotny czynnik ryzyka rozwoju raka. Dodatkowymi czynnikami ryzyka są: spożywanie alkoholu, niska aktywność fizyczna i otyłość;
- predyspozycja genetyczna – zachorowanie na raka żołądka w rodzinie jest ok 2-3 razy wyższe wśród krewnych pierwszego stopnia. Do tej pory stwierdzono również, że osoby z mutacją genu kadheryny E (CDH1) mają większą predyspozycję do rozwoju choroby. Ryzyko rozwoju zmiany jest również wyższe o ok. 20% u osób z grupą krwi A;
- stan po operacji żołądka – przebycie częściowej resekcji żołądka zwiększa ryzyko zachorowania, szczególnie wśród osób po zabiegu typu Billroth II [34,37].

Zapadalność na raka żołądka jest również zróżnicowana pod względem płci (częściej zapadalność mężczyzn) oraz zmienności geograficznej. Prawie 85% wszystkich zachorowań na nowotwór złośliwy żołądka charakteryzuje kraje o wysokim i bardzo wysokim wskaźniku wzrostu gospodarczego. Najwyższy współczynnik zachorowalności odnotowuje się w Azji Wschodniej, głównie w Chinach, Korei i Japonii [38,39].

### ***Diagnostyka i leczenie***

Podstawowym badaniem w diagnostyce raka żołądka jest gastroscopia, podczas której pobierane są wycinki celem oceny patomorfologicznej zmiany. Z klinicznego punktu widzenia kluczowe jest rozpoznanie wczesnej postaci raka (naciek nieprzekraczający warstwy błony podśluzowej), która może kwalifikować się do leczenia endoskopowego. Ważna jest również ocena zaawansowania procesu nowotworowego, w czym pomocne jest wykonanie endoskopowej ultrasonografii (EUS) oraz badań eadiologicznych, takich jak tomografia komputerowa lub rezonans magnetyczny [27].

We wczesnie rozpoznanym raku żołądka istnieje możliwość usunięcia zmiany metodą endoskopową. Dotyczy to jednak zmian, które są ograniczone do błony śluzowej oraz o średnicy <3 cm. Do takich metod zaliczamy mukozektomię oraz dyssekcję podśluzówkową. W przypadku pozostałych zmian stosuje się leczenie chirurgiczne, które opiera się na częściowym lub całkowitym wycięciu żołądka oraz usunięciem okolicznych węzłów chłonnych. W niektórych przypadkach stosowana jest również radio i chemioterapia lub leczenie paliatywne [27].

### ***Profilaktyka***

Według badań, nowotwór złośliwy żołądka możliwy jest do wykrycia w stadium przedrakowym możliwym do wyleczenia. Szerzenie wiedzy na temat zakażenia *H. pylori* oraz leczenie eradykacyjne w populacji wysokiego ryzyka u osób bezobjawowych zalecane jest jako profilaktyka pierwotna [27]. Wydaje się również, że edukacja populacji na temat czynników ryzyka związanych ze stylem życia może mieć wpływ na zmniejszenie zachorowalności na raka [40].

## **1.3. Nowotwór złośliwy trzustki**

Trzustka to narząd gruczołowy przewodu pokarmowego, zlokalizowany za żołądkiem i przylegający do dwunastnicy. Najważniejsze funkcje trzustki polegają na wytwarzaniu enzymów trawiennych oraz hormonów odpowiedzialnych za homeostazę glukozy. Nowotwór złośliwy trzustki jest jednym z najczęstszych przyczyną zgonu wśród nowotworów złośliwych. W ostatnich latach zapadalność na raka trzustki znacząco zwiększyła się. Stanowi

około 2% wszystkich zachorowań na nowotwory i jest przyczyną 5% zgonów z powodu raka. Najwyższą zachorowalność na raka trzustki odnotowuje się w Ameryce Północnej, Europie oraz Australii. Rak trzustki częściej dotyka osób starszych (60-80 lat). Biorąc pod uwagę stale wydłużające się przeżycie ludności w krajach rozwiniętych szacuje się, że do roku 2040 liczba zachorowań na raka trzustki wzrośnie o 30% [27,41,42]. W przypadku raka trzustki wczesna diagnoza jest trudna do ustalenia ze względu na brak charakterystycznych objawów choroby, aż do zaawansowanego jej stadium. Utrudnione określenie diagnozy we wczesnym stadium spowodowało, że rak trzustki stał się jednym z najbardziej śmiertelnych nowotworów. Warto również podkreślić, że w ok. 90% wszystkich przypadków jest to tzw. sporadyczny rak trzustki, a więc nowotwór niewystępujący u innych członków rodziny [43].

### ***Klasyfikacja***

W przypadku nowotworu złośliwego trzustki, pod względem histopatologicznym, wyróżnić można następujące typy zmian:

- gruczolakorak przewodowy – stanowi ok. 85% wszystkich przypadków, najczęściej zlokalizowany w głowie trzustki (60-70%);
- rak wewnątrzprzewodowy brodawkowaty śluzowy – stanowi ok 2-3% zdiagnozowanych przypadków;
- gruczolakorak torbielowaty śluzowy – ok. 1% zmian nowotworowych zlokalizowanych w trzustce;
- rak lity rzekomobrodawkowaty (<1%);
- rak z komórek pęcherzykowych (<1%);
- rak pochodzenia zarodkowego (<1%)
- gruczolakorak torbielowaty surowiczy (<1%) [27].

### ***Obraz kliniczny i czynniki ryzyka***

Rozpoznanie raka trzustki jest często trudne ze względu na obecność niespecyficznych objawów zgłaszanych przez pacjentów, które mogą wskazywać na wiele innych jednostek chorobowych. Dodatkowym utrudnieniem jest brak odchyleń w badaniu przedmiotowym w przypadku zmian o niskim stopniu zaawansowania. Do najczęstszych sygnałów, które mogą sugerować zmianę nowotworową trzustki należą: bóle brzucha o charakterze trzewnym zgłaszane przez ok. 80% pacjentów, duża utrata masy ciała nieadekwatną do posiadanego apetytu, żółtaczka o charakterze cholestatycznym, ostre zapalenie trzustki (ok. 13%

przypadków). Poza wymienionymi objawami mogą występować również zaburzenia gospodarki węglowodanowej, żylna choroba zakrzepowo-zatorowa oraz depresja [27].

Nowotwór złośliwy trzustki jest chorobą, na której rozwój wpływ ma wiele czynników. Zaliczamy do nich m.in. mutację genów, zespoły uwarunkowane genetycznie oraz wywiad rodzinny (rak trzustki u dwóch krewnych). Dodatkowymi czynnikami mogącymi predysponować do rozwoju choroby jest ekspozycja na czynniki związane ze stylem życia (nieodpowiednia dieta, palenie tytoniu, spożycia alkoholu, otyłość, infekcja *H.pylori*) [32,44,45].

### ***Diagnostyka i leczenie***

Diagnostyka nowotworu złośliwego trzustki w jego wczesnym stadium jest bardzo trudna. Późne rozpoznanie choroby i jej wyjątkowa oporność na leczenie sprawia, że niewielu pacjentów przeżywa dłużej niż 5 lat od postawienia diagnozy. Przy podejrzeniu guza trzustki ważne jest aby odpowiednio różnicować raka z innymi chorobami takimi jak przewlekłe zapalenie trzustki, rak dróg żółciowych czy brodawki Vatera. Pierwszym wyborem w postępowaniu diagnostycznym powinno być wykonanie tomografii komputerowej z protokołem trzustkowym lub rezonansu magnetycznego. Te dwa badania obrazowe wraz z ultrasonografią endoskopową (EUS) są najbardziej czułymi badaniami w rozpoznaniu guza trzustki. EUS dodatkowo pozwala na wykonanie biopsji zmiany w trzustce celem potwierdzenia diagnozy. W przypadku pacjentów z cechami żółtaczką oraz niewidocznym guzem w tomografii komputerowej przydatnym badaniem jest endoskopowa cholangiopankreatografia wsteczna (ECPW). ECPW jest badaniem o wysokiej czułości (ok. 96%) oraz wysokiej swoistości (ok. 92%), pozwala na uwidocznienie ewentualnych zwężeń przewodów trzustkowych oraz ocenę okolicy brodawki Vatera. ECPW nie pozwala jednak na określenie wielkości guza trzustki [27].

Wyleczenie raka trzustki jest możliwe jedynie przy zastosowaniu radykalnego leczenia chirurgicznego. Do ustalenia odpowiedniego postępowania terapeutycznego istotne jest dokładna ocena stopnia zaawansowania choroby. Zabiegi chirurgiczne raka trzustki mogą obejmować pełną bądź ograniczoną resekcję narządu. Wykonanie radykalnej resekcji guza trzustki możliwa jest tylko u ok 20% pacjentów. Wykorzystanie tej techniki leczenia u pacjentów z małymi guzami (<2cm) może wydłużyć życie pacjenta– mediana przeżycia wynosi ok 15-19 miesięcy. Poza leczeniem chirurgicznym metody terapeutyczne obejmują chemioterapię oraz radioterapię [27,46].

Ze względu na agresywność raka i późne wykrycie zmian w trzustce u większości pacjentów nie jest możliwe zastosowanie leczenia chirurgicznego. U takich chorych możliwe

jest jedynie zastosowanie leczenia paliatywnego, którego celem jest poprawa jakości stylu życia [27].

### ***Profilaktyka***

Aktualnie brak jest wytycznych odnośnie badań przesiewowych oraz wiarygodnego testu przesiewowego wczesnego wykrywania raka trzustki. Uważa się, że poprzez zastosowanie działań z zakresu profilaktyki chorób oraz wywarcie wpływu na modyfikowalne czynniki ryzyka możliwe jest zmniejszenie zapadalności oraz śmiertelności z powodu raka trzustki [47].

## **II. Założenia i cel pracy**

Badania prowadzone na przestrzeni lat umożliwiły określenie czynników ryzyka zachorowań wielu nowotworów złośliwych a uzyskane informacje pozwoliły na wprowadzenie efektywnych działań z zakresu prewencji nowotworów. Pomimo zdobytej do tej pory wiedzy na temat czynników ryzyka rozwoju chorób nowotworowych, zapadalność na raka z roku na rok jest coraz wyższa. Według danych IARC tylko w roku 2020 na świecie odnotowano ponad 19 mln nowych zachorowań na nowotwory złośliwe oraz 9,9 mln zgonów z tego powodu.

Zmiany w strukturze ludności oraz zachodzące przemiany ekonomiczno-społeczne stanowią istotne zagrożenie dla zdrowia społeczeństwa. Badania z zakresu epidemiologii nowotworów złośliwych pozwalają na wyłonienie tej części populacji, która najbardziej narażona jest na zachorowania oraz zgon z powodu raka. Badanie epidemiologiczne mogą również pomóc w obniżeniu kosztów związanych z leczeniem onkologicznym poprzez rozpoczęcie działań profilaktycznych w grupach, w których możliwe jest wczesne zdiagnozowanie nowotworu a co za tym idzie zmniejszenie kosztów terapii docelowej.

Dlatego też określenie populacji, w której działania z zakresu profilaktyki pierwotnej oraz wtórnej przyniosą największe korzyści zdrowotne stanowiło temat rozprawy.



### ***Cel pracy***

Celem pracy jest ocena obciążenia wybranymi nowotworami złośliwymi przewodu pokarmowego (rak żołądka, raka jelita grubego i raka trzustki) w Polsce w latach 1999 - 2017 w oparciu o podstawowe wskaźniki epidemiologiczne zalecane przez WHO/IARC do monitorowania walki z rakiem.

Do realizacji celu głównego posłużyły następujące cele szczegółowe:

1. Ocena poziomu oraz trendów czasowych zachorowalności na raka żołądka, raka jelita grubego, raka trzustki w Polsce w latach 1999-2017.
2. Ocena poziomu oraz trendów umieralności z powodu raka żołądka, raka jelita grubego, raka trzustki w Polsce w latach 1999-2017.
3. Identyfikacja grup najbardziej narażonych na zachorowanie i zgon z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego.

### **III. Materiał i metodyka badania**

Materiał do przeprowadzenia badania stanowiły informacje opublikowane przez Krajowy Rejestr Nowotworów (KRN) o liczbie zachorowań i zgonów z powodu raka jelita grubego, raka żołądka oraz raka trzustki wśród mieszkańców Polski w latach 1999-2017. Źródło danych o liczbie ludności w Polsce w okresie poddanym analizie, stanowiły informacje udostępnione przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Wszystkie dane wykorzystane w badaniu są danymi ogólnodostępnymi, których podstawą gromadzenia jest Ustawa o statystyce publicznej z dnia 29 czerwca 1995 roku (Dz.U. Nr 88 poz. 439) oraz wydawane corocznie Rozporządzenie Prezesa Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej. Ze względu na charakter danych do ich wykorzystania nie istniała konieczność uzyskania dodatkowej zgody [48].

Do realizacji badania wykorzystano zgłoszone w latach 1999-2017 nowe przypadki zachorowań oraz zgonów z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego. Do analizy wybrano trzy, najczęściej występujące nowotwory złośliwe przewodu pokarmowego w Polsce w latach 1999-2017, uwzględniając informację o rozpoznaniu zgodnie z X Rewizją Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych (ICD10). Wybrane do analizy rozpoznania nowotworów złośliwych zgodnie z ICD10 to:

- C16 – nowotwór złośliwy żołądka
- C18-C20 – nowotwór złośliwy jelita grubego
- C25 – nowotwór złośliwy trzustki.

W badaniu uwzględniono również informację o wieku pacjenta w momencie zachorowania i zgonu z powodu nowotworu złośliwego oraz płeć. Uzyskane dane analizowano oddzielnie w grupie mężczyzn oraz kobiet w następujących grupach wieku: 20-34, 35-49, 50-64, 65-79, 80+. Dla zachorowań oraz zgonów z powodu nowotworu złośliwego jelita grubego przypadających na 35-49 rok życia, analizę rozszerzono o 5-letnie grupy wieku tj. 35-39, 40-44 oraz 45-49 lat u obu płci.

#### **Zastosowane mierniki**

Przeprowadzona w badaniu analiza obciążenia Polski wybranymi nowotworami złośliwymi przewodu pokarmowego została dokonana w oparciu o kanon kluczowych wskaźników - *Cancer Health Indicators* (CHI) stworzonych przez zespół ekspertów europejskich, działających w ramach projektu EUROCHIP. W ocenie obciążenia nowotworami

złośliwymi ludności Polski w latach 1999-2017 wykorzystano wskaźniki dotyczących zachorowalności oraz umieralności [49].

W przyjętych grupach wieku obliczono surowe (CR) oraz standaryzowane według wieku (ASR) współczynniki zachorowalności i umieralności. Dane w każdej grupie wieku zostały rozdzielone względem płci. W przypadku nowotworu złośliwego jelita grubego badanie rozszerzono o swoisty współczynnik zachorowalności i umieralności w grupie wieku 35-49 lat u obu płci.

Surowe współczynniki zachorowalności i umieralności obliczono jako iloraz liczby zarejestrowanych w analizowanym okresie przypadków chorobowych oraz liczby populacji badanej w tym samym okresie. Ze względu na zależność wartości współczynnika od struktury wieku populacji badanej, nie mogą być stosowane w porównaniu między populacjami o innej strukturze wieku [50-52]. Współczynnik wyrażony jest następującym wzorem:

$$CR = \frac{\text{liczba zachorowań (zgonów) w okresie } x}{\text{liczba populacji narażonej w okresie } x} \cdot 100\ 000$$

Swoisty współczynnik zachorowalności i umieralności obliczono zgodnie z poniższym wzorem:

$$\frac{\text{liczba nowych zachorowań (zgonów) w wybranej grupie wieku w okresie } x}{\text{liczba populacji w wybranej grupie wieku w okresie } x} \cdot 100\ 000$$

Standaryzowany współczynnik zachorowalności i umieralności niweluje wpływ różnicy wieku populacji na wartość współczynników surowych. Pozwala zatem ustalić ile zachorowań lub zgonów wystąpiłoby w badanej populacji, jeżeli jej struktura byłaby identyczna jak struktura populacji standardowej. W badaniu za standard przyjęto „populację standardową Europy”. Współczynnik ten wyrażony jest następującym wzorem:

$$ASR = \frac{x_1 \cdot y_1 + x_2 \cdot y_2 + [...] + x_n \cdot y_n}{y_1 + y_2 + [...] + y_n} \cdot 100\ \text{tys.}$$

gdzie:

$x_1, x_2, [...], x_n$  – współczynniki surowe dla grup wieku w badanej populacji

$y_1, y_2, [...], y_n$  – liczebność populacji uznanej jako standardowa w tych samych grupach wieku, co wyliczone współczynniki surowe.

## Analiza porównawcza

Celem wykazania dysproporcji zachodzących w społeczeństwie wykonano analizę porównawczą wartości, uzyskanych u obu płci, współczynników surowych, swoistych oraz standaryzowanych. Do porównań rozbieżności zdrowotnych wykorzystano rekomendowany przez *U.S. National Cancer Institute* wskaźnik *Rate Ratio* (wskaźnik mężczyźni/kobiety).

Wskaźnik *Rate Ratio (RR)* jest ilorazem wartości dwóch wskaźników, które ukazują stan zdrowia w porównywanych grupach. Gdy brak jest różnic w porównywanych grupach, wartość *RR* jest równa 1. Wskaźnik obliczono według wzoru:

$$RR = r_1 \div r_2$$

gdzie:

$r_1$  – współczynnik zachorowalności / umieralności w populacji mężczyzn;

$r_2$  – współczynnik zachorowalności / umieralności w populacji kobiet.

W analizie oszacowano również błędy standardowe (*ang. Standard Error, SE*) zastosowanych współczynników zachorowalności i umieralności oraz 95% przedział ufności (*ang. Confidence Interval, CI*) celem określenia istotności statystycznej. Błędy standardowe dla surowego i swoistego współczynnika zachorowalności i umieralności obliczono według następującego wzoru:

$$SE = \frac{\sqrt{d}}{n}$$

gdzie:

$d$  – liczba zachorowań, zgonów

$n$  – liczba ludności;

W przypadku współczynnika standardowego według wieku błąd statystyczny został obliczony według następującego wzoru:

$$SE = \sqrt{\sum_{x=1} \left( \frac{w_x^2 * k_x}{m_x^2} \right)}$$

gdzie:

$k_x$  – liczba zachorowań, zgonów w grupie wieku  $x$

$m_x$  – liczba ludności w grupie wieku  $x$

$w_x$  – waga populacji przyjętej za standard w grupie wieku  $x$ .

Błędy standardowe dla miernika *Rate Ratio* ( $RR$ ) oszacowano przy pomocy następującego wzoru:

$$SE_{RR} = \frac{r_1}{r_2} \sqrt{\left(\frac{SE_{r_1}}{r_1}\right)^2 + \left(\frac{SE_{r_2}}{r_2}\right)^2}$$

gdzie:

$SE_{r_1}$  – błąd standardowy współczynnika zachorowalności, umieralności w populacji mężczyzn,

$SE_{r_2}$  – błąd standardowy współczynnika zachorowalności umieralności w populacji kobiet,

$r_1$  – współczynnik zachorowalności / umieralności w populacji mężczyzn;

$r_2$  – współczynnik zachorowalności / umieralności w populacji kobiet.

### **Analiza trendów**

Analizę trendów czasowych surowych, swoistych oraz standaryzowanych według wieku współczynników zachorowalności oraz umieralności wykonano przy pomocy modelu *joinpoint*. Model ten oparty jest na rozszerzeniu regresji liniowej, w której trend czasowy wyraża się odcinkami połączonymi ze sobą punktami (*joinpoint*), w których trend czasowy, w sposób istotny statystycznie, zmienia swój kierunek.

Analizę trendów wykonano z uwzględnieniem lokalizacji nowotworu, oddzielnie dla grupy mężczyzn i kobiet w poszczególnych grupach wieku: 20-34 lata, 35-49 lat, 50-64 lata, 65-79 lat oraz >80 roku życia.

Przy wykorzystaniu modelu regresji liniowej, w której za zmienną zależną uznaje się logarytm naturalny a za zmienną niezależną rok kalendarzowy wyznaczono *roczną zmianę procentową* (ang. *Annual Percentage Change, APC*) wartości współczynników dla każdego trendu. Obliczenia wykonane zostały według następującego wzoru:

$$APC = 100 * (exp^b - 1)$$

W analizie wyznaczono również *średnią roczną zmianę procentową* (ang. *Average Annual Percent Change, AAPC*) wartości uzyskanych współczynników. AAPC stanowi sumaryczną wartość trendu w okresie objętym analizą. Średnią roczną zmianę tworzy średnia ważona odcinków trendów czasowych połączonych w punktach (*joinpoint*) z wagami odpowiadającymi ich długości. Obliczenia wykonane zostały według następującego wzoru:

$$AAPC = \left\{ \exp \left( \frac{\sum w_i b_i}{\sum w_i} \right) \right\}$$

gdzie:

$w_i$  – długość odcinka czasowego wyrażona liczbą obejmujących go lat

$b_i$  – współczynnik nachylenia odcinka trendu czasowego w tym samym co  $w_i$  przedziale czasowym

Do wyznaczenia istotności statystycznej rocznej zmiany procentowej (APC) oraz średniej rocznej zmiany procentowej (AAPC) wyznaczono 95% przedział ufności, a za poziom istotności przyjęto wartość  $p < 0,05$ .

Analizę trendów dla wybranych grup wieku z podziałem na płeć oraz wartość APC i AAPC obliczono za pomocą programu *Joinpoint Regression Program (Version 4.7.0.0.; U.S. National Cancer Institute)* [46].

## IV. Wyniki

### 1. Obciążenie rakiem jelita grubego w Polsce w latach 1999-2017

#### 1.1. Trendy zachorowalności na raka jelita grubego w Polsce w latach 1999-2017

W 2017 roku w Polsce odnotowano 18 023 nowych zachorowań na raka jelita grubego, z czego 55,9% dotyczyła mężczyzn. W porównaniu do roku 1999 liczba zachorowań na raka jelita grubego wzrosła w roku 2017 o niemal 80%. Analiza wykazała, iż u kobiet wzrost liczby nowych przypadków był niższy niż u mężczyzn, wyjątek stanowiła grupa wieku 20-34 lata – wzrost o prawie 52% u kobiet (Tabela 1).

**Tabela 1. Liczba zachorowań na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety						
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	47	55	17.0	2.3	1.0;3.5	p<0.05	31	47	51.6	2.5	1.2;3.9	p<0.05
35-49	445	433	-2.7	-0.1	-0.9;0.7	p=0.8	447	428	-4.3	-0.3	-1.3;0.7	p=0.5
50-64	1680	3091	84.0	3.4	3.0;3.9	p<0.05	1309	2165	65.4	2.9	2.4;3.4	p<0.05
65-79	2820	5006	77.5	3.3	2.5;4.2	p<0.05	2573	3601	40.0	1.9	1.4;2.4	p<0.05
80+	507	1492	194.3	6.4	5.1;7.7	p<0.05	830	1700	104.8	4.1	2.8;5.5	p<0.05
0-80+	5603	10078	79.9	3.4	2.8;4.0	p<0.05	5195	7945	52.9	2.4	1.8;9.1	p<0.05

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

Najszybsze tempo wzrostu liczby zachorowań odnotowano w grupie wieku 80 lat i więcej, zarówno u mężczyzn (AAPC=6,4%, p<0,05) jak i u kobiet (AAPC=4,1%, p<0,05). Jedynie w grupie wieku 35-49 lat nie odnotowano istotnych statystycznie zmian (Tabela 1).

Surowe współczynniki zachorowalności w analizowanym okresie wykazały tendencje wzrostową w stosunku do roku 1999 we wszystkich grupach wieku u mężczyzn. Najwyższy wzrost odnotowano w grupie wieku 65-79 (o 30,8%) i 50-64 lat (o 30,6%) w grupie mężczyzn. Najszybsze tempo wzrostu współczynnika odnotowano w grupie wieku 65-79 lat – AAPC=3,8% (p<0,05). U kobiet największy wzrost wartości współczynnika odnotowano w grupie wieku 20-34 lata (o 52,6%), przy średniorocznej zmianie wynoszącej 2,4% (p<0,05). W pozostałych analizowanych grupach wieku trendy przebiegały równolegle u mężczyzn i kobiet (Tabela 2).

**Tabela 2. Surowy współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>c</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	1.11	1.33	19.8	2.3	1.1;3.5	0.76	1.16	52.6	2.4	1.0;3.8	p=0.9
<b>35-49</b>	9.90	10.22	3.2	0.2	-0.2;0.7	9.88	10.27	3.9	0	-0.5;0.5	p=0.4
<b>50-64</b>	63.25	82.61	30.6	1.5	1.2;1.7	43.42	55.37	23.7	1.3	1.1;1.6	p=0.2
<b>65-79</b>	189.74	248.19	30.8	3.8	1.0;6.6	109.73	130.24	18.7	1.1	0.5;1.6	p=0.4
<b>80+</b>	229.91	298.33	29.8	2.0	1.3;2.6	160.79	151.75	-5.6	-0.4	-2.2;1.4	p<0.05
<b>0-80+</b>	29.82	54.22	81.8	3.5	2.9;4.1	26.15	40.06	53.2	2.4	1.9;9.2	p<0.05

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności



**Tabela 3. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	1.18	1.26	6.8	1.3	0.2;2.3	0.82	1.12	36.6	1.5	0.2;2.9	p=0.8
<b>35-49</b>	9.77	10.90	11.6	1.0	0.6;1.4	9.66	10.81	11.9	0.7	0.3;1.1	p=0.3
<b>50-64</b>	63.39	75.54	19.2	0.7	0.3;1.2	42.49	49.34	16.1	0.7	0.2;1.1	p=0.2
<b>65-79</b>	191.05	254.71	33.3	2.0	1.4;2.5	107.82	130.47	21.0	1.4	1.2;1.6	p<0.05
<b>80+</b>	228.86	292.56	27.8	2.0	1.5;2.4	160.82	151.19	-6.0	-0.3	-1.0;0.4	p<0.05
<b>0-80+</b>	35.50	44.94	26.6	1.0	0.0;2.0	22.8	26.19	14.9	0	0.0;2.0	p<0.05

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

Największy wzrost standaryzowanego współczynnika zachorowalności, podobnie jak współczynnika rzeczywistego, odnotowano u kobiet w grupie wieku 20-34 lat (o 36,6%). Średnioroczne tempo zmiany wynosiło 1,5% ( $p < 0,05$ ), był to również największy wzrost we wszystkich analizowanych grupach wieku u kobiet. U mężczyzn największy wzrost wartości współczynnika standaryzowanego był w grupie wieku 65-79 lat (o 33,3%), przy średniorocznym tempie zmiany 2,0% ( $p < 0,05$ ) (Tabela 3).

Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności przebiegały równolegle u mężczyzn i kobiet w grupie wieku 20-34 lata, 35-49 lat oraz 50-64 lata, w pozostałych grupach wieku oraz populacji ogółem przebieg trendów u mężczyzn i kobiet różniły się w sposób istotny statystycznie ( $p < 0,05$ ) (Tabela 3).

Wskaźnik mężczyźni/kobiety wykazał rosnące nierówności w zachorowaniach między płciami w grupach wieku 50-64 lata, 65-79 lat, 80 lat i więcej oraz w całej populacji ( $p < 0,05$ ). Nierówności te wskazują, że u mężczyzn istnieje większe ryzyko wystąpienia choroby w tych grupach wieku. Jedynie w grupie wieku 20-34 lata u mężczyzn w 2017 roku, w stosunku do 1999 roku, odnotowano spadek nierówności w poziomie zachorowalności (Tabela 4).

**Tabela 4. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

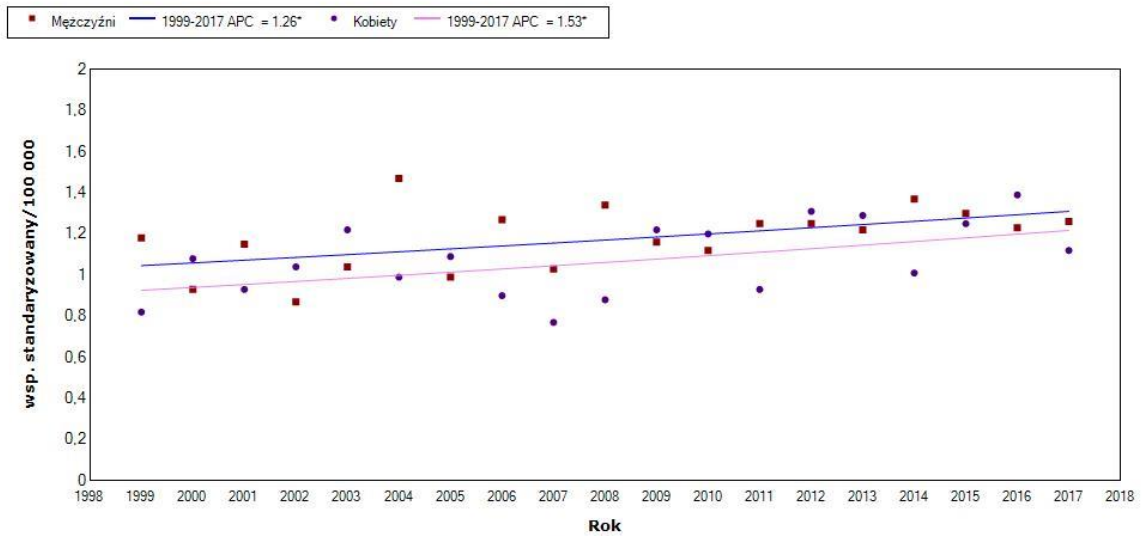
Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
<b>20-34</b>	1999	<b>1.44</b>	<b>1.19;1.69</b>
	2017	1.13	0.89;1.36
<b>35-49</b>	1999	1.01	0.94;1.08
	2017	1.01	0.94;1.07
<b>50-64</b>	1999	<b>1.49</b>	<b>1.44;1.55</b>
	2017	<b>1.53</b>	<b>1.49;1.57</b>
<b>65-79</b>	1999	<b>1.77</b>	<b>1.72;1.83</b>
	2017	<b>1.95</b>	<b>1.91;1.99</b>
<b>80+</b>	1999	<b>1.42</b>	<b>1.30;1.55</b>
	2017	<b>1.94</b>	<b>1.83;2.04</b>
<b>0-80+</b>	1999	<b>1.56</b>	<b>1.50;1.62</b>
	2017	<b>1.72</b>	<b>1.66;1.77</b>

**a** – iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

**b** – 95% przedział ufności

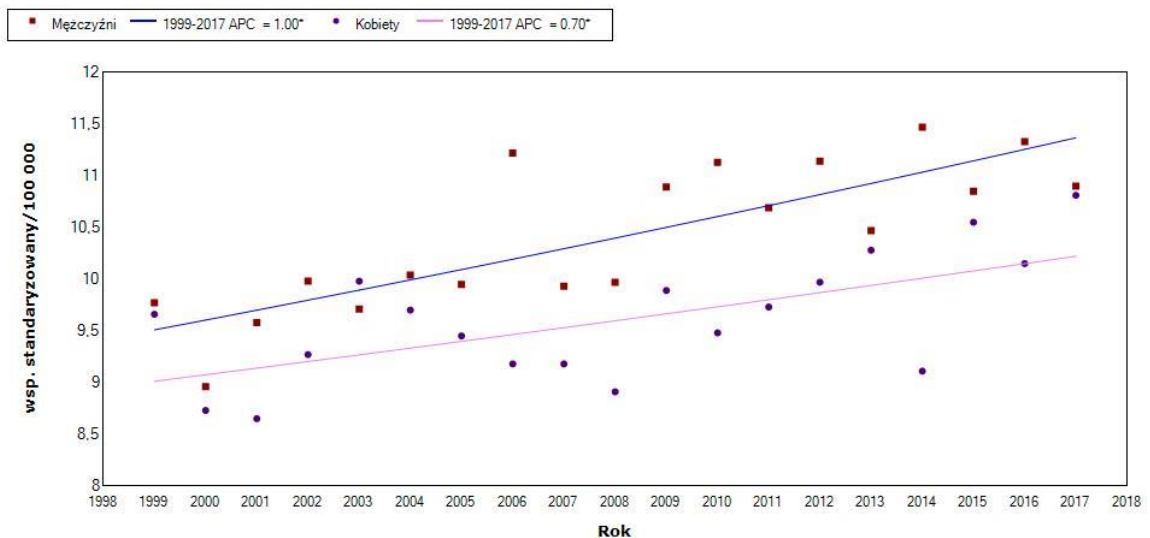
W grupie wieku 20-34 lat odnotowano szybszy wzrost trendu w grupie kobiet niż mężczyzn. Wartości procentowej rocznej zmiany współczynników wśród kobiet wynosiła 1,53% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 3).

**Rycina 3. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

**Rycina 4. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**

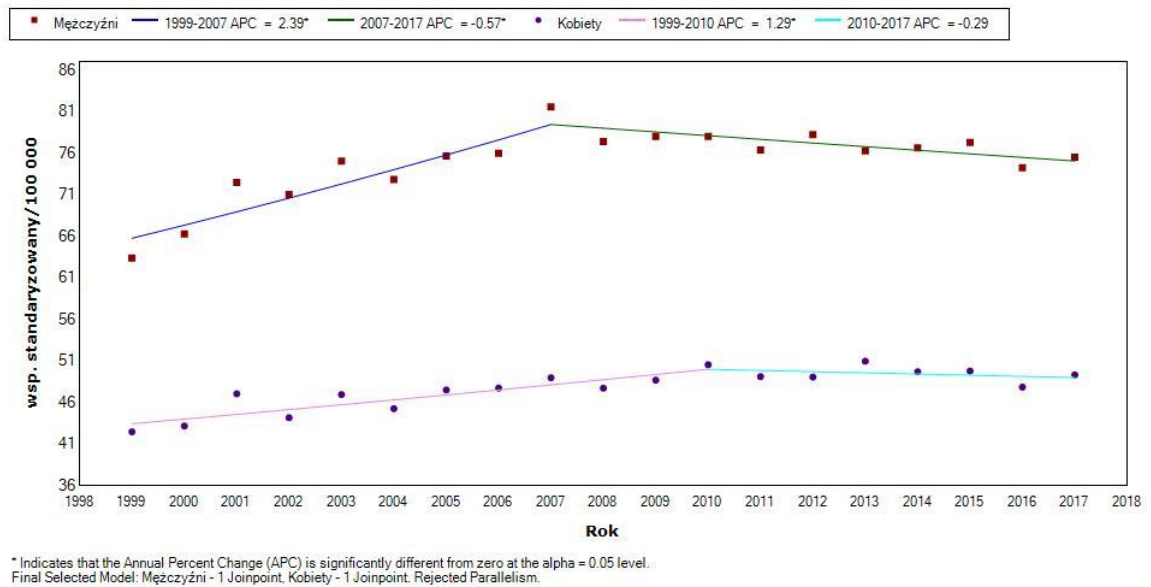


\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

W grupie wieku 35-49 lat wyższe tempo wzrostu trendu odnotowano u mężczyzn (APC=1,00%;  $p<0,05$ ). U obu płci trendy były stabilne i przez cały badany okres nie zmieniały kierunku (Rycina 4). W przypadku mężczyzn w wieku 50-64 lat do roku 2007 odnotowywano trend rosnący (APC=2,39%;  $p<0,05$ ), w 2007 roku trend zmienił kierunek i w latach 2007-2017 APC wynosił -0,57% ( $p<0,05$ ), co może świadczyć o skuteczności działań profilaktycznych. W grupie kobiet w wieku 50-64 w latach 1999-2010 trend miał charakter rosnący (APC=1,29%,

$p < 0,05$ ), w roku 2010 trend zmienił kierunek i w latach 2010-2017 APC nie osiągnęło wartości istotnej statystycznie i wynosił  $-0,29\%$  (Rycina 5).

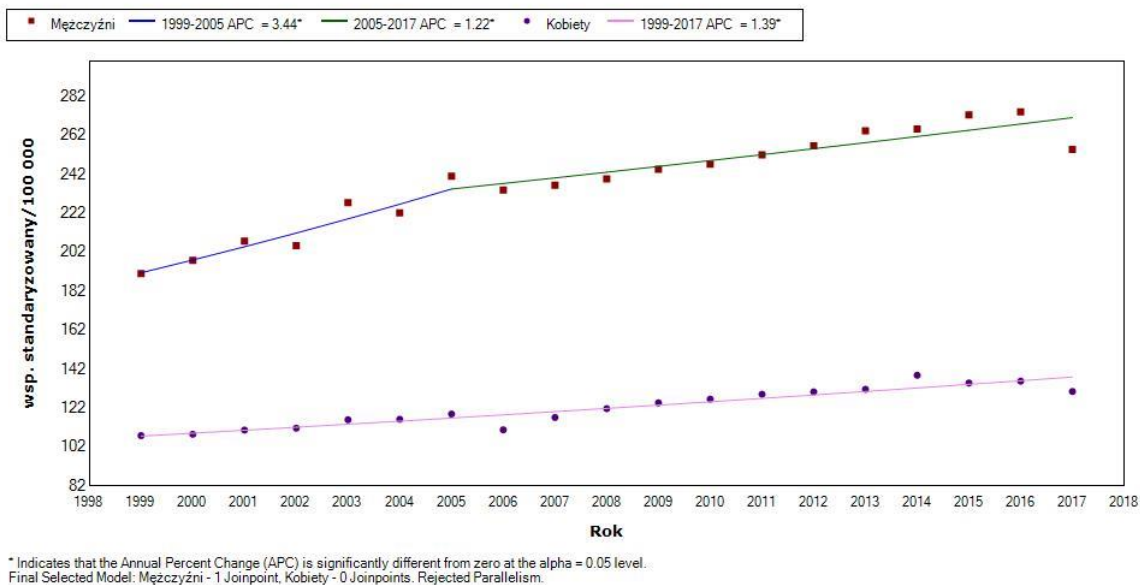
Rycina 5. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 1 Joinpoint



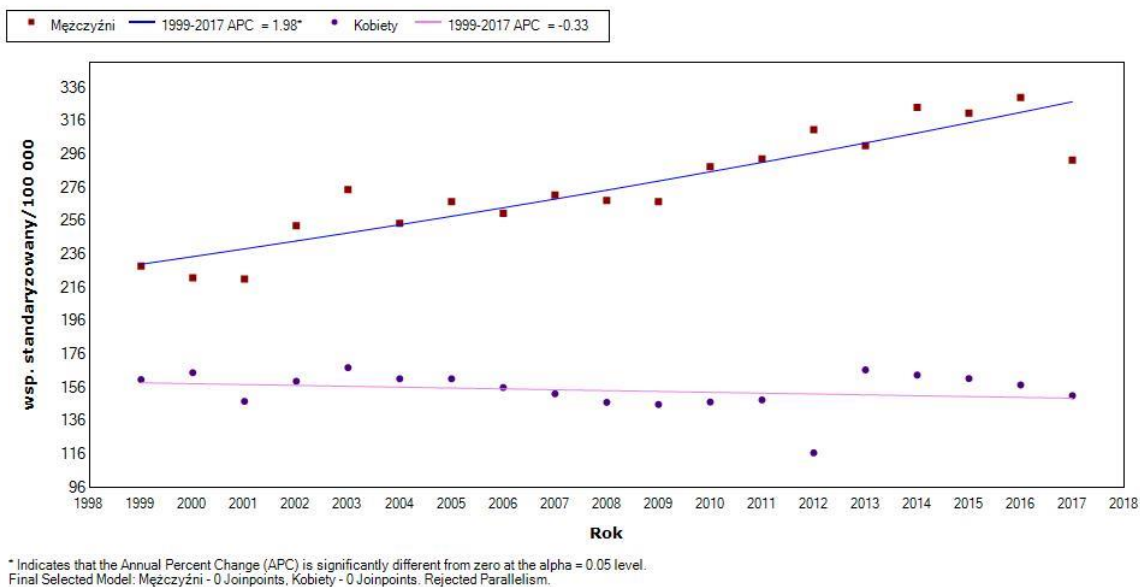
W grupie wieku 65-79 lat u kobiet trendy czasowe współczynnika przez cały analizowany okres utrzymywały charakter rosnący, a wartość średniej rocznej zmiany procentowej wynosiła  $1,39\%$  ( $p < 0,05$ ). U mężczyzn trend w całym analizowanym okresie również był rosnący, jednak w roku 2005 doszło do zahamowania jego tempa wzrostu i do końca 2017 roku APC wynosiło  $1,22\%$  ( $p < 0,05$ ) (Rycina 6).

U mężczyzn w wieku 80 lat i więcej trend w całym badanym okresie utrzymywał charakter rosnący a APC wynosiło  $1,98\%$  ( $p < 0,05$ ). U kobiet trend był malejący, średnia roczna zmiana wartości współczynnika nie osiągnęła istotności statystycznej (Rycina 7).

Rycina 6. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 0 Joinpoints



Rycina 7. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



## 1.2. Trendy umieralności na raka jelita grubego w Polsce w latach 1999 - 2017

Największą liczbę zgonów z powodu nowotworu złośliwego jelita odnotowano w grupie wieku 65-79 lat u obu płci zarówno w roku 1999 jak i 2017. U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat odnotowano wzrost liczby zgonów o 57,9% (AAPC=2,2%,  $p < 0,05$ ). U mężczyzn w wieku 80 lat i więcej liczba zgonów wzrosła o 264% (AAPC=7,8%,  $p < 0,05$ ),

u kobiet o prawie 150% (AAPC=5,0%,  $p<0,05$ ). U mężczyzn w grupie wieku 35-49 lat liczba zgonów zmniejszyła się o niecałe 2% (AAPC=0,9%,  $p<0,05$ ), u kobiet także odnotowano zmniejszenie się liczby zgonów o 12,4% (AAPC=-1,8%,  $p<0,05$ ) (Tabela 5).

**Tabela 5. Liczba zgonów z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety						
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	17	29	70.6	0.1	-1.9;2.1	p=0.9	16	19	18.8	-0.2	-2.3;1.8	p=0.8
35-49	210	206	-1.9	0.9	-1.5;-0.3	p<0.05	170	149	-12.4	-1.8	-2.8;-0.8	p<0.05
50-64	941	1534	63.0	3.0	2.0;3.9	p<0.05	661	930	40.7	1.9	0.8;3.0	p<0.05
65-79	2048	3234	57.9	2.2	1.9;2.5	p<0.05	1773	2121	19.6	0.4	0.05;0.7	p<0.05
80+	489	1782	264.4	7.8	7.1;8.4	p<0.05	811	2026	149.8	5.0	4.4;5.5	p<0.05
0-80+	3706	6785	83.1	3.4	3.1;3.7	p<0.05	3433	5245	52.8	2.2	2.2;1.9	p<0.05

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

U mężczyzn we wszystkich grupach wieku współczynnik surowy umieralności z powodu raka jelita grubego zwiększył swoją wartość. W grupie wieku 80 lat i więcej współczynnik osiągnął najwyższą wartość u obu płci. U mężczyzn w wieku 80 lat i więcej średnia roczna zmiana współczynnika wynosiła 3,0% ( $p<0,05$ ), u kobiet AAPC=0,2%. W grupie wieku 35-49 u kobiet zaobserwowano zmniejszenie się wartości współczynnika surowego o 4,8%, (AAPC=-1,3%,  $p<0,05$ ) (Tabela 6).

Największy wzrost standaryzowanego współczynnika umieralności odnotowano u mężczyzn w wieku 80 lat i więcej (o 62,8%). Średnioroczne tempo zmiany wynosiło 3,1% ( $p<0,05$ ), był to również największy wzrost we wszystkich grupach wieku poddanych analizie. U kobiet najwyższy wzrost wartości standaryzowanego współczynnika umieralności również dotyczył grupy wieku 80 lat i więcej (o 15,1%). Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności przebiegały równolegle u mężczyzn i kobiet w grupie wieku 20-34 lata oraz 35-49 lat. W pozostałych grupach wieku oraz populacji ogółem przebieg trendów między płciami różnił się w sposób istotny statystycznie ( $p<0,05$ ) (Tabela7).

**Tabela 6. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.40	0.70	75.0	0	-2.0;2.0	0.40	0.47	17.5	0.4	-2.5;1.7	p=0.7
<b>35-49</b>	4.67	4.85	3.9	-0.5	-1.0;0.1	3.75	3.57	-4.8	-1.3	-2.3;-0.4	p=0.4
<b>50-64</b>	35.43	41.00	15.7	1.1	0.8;1.5	21.92	23.09	5.3	0.7	0.3;1.1	p=0.45
<b>65-79</b>	133.08	160.33	20.5	1.5	0.6;2.5	75.61	76.71	1.5	1.0	0.1;1.9	p=0.46
<b>80+</b>	221.75	356.33	60.7	3.0	2.2;3.8	157.11	180.85	15.1	0.2	-0.1;0.5	p<0.05
<b>0-80+</b>	19.72	36.5	85.0	3.5	3.1;3.8	17.28	26.45	53.1	2.1	1.9;2,4	p<0.05

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 7. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.60	0.63	5.0	-1.6	-3.7;0.5	0.42	0.43	2.4	-1.4	-3.5;0.7	p=0.8
<b>35-49</b>	4.62	5.24	13.4	0.3	-0.3;0.9	3.67	3.80	3.5	-0.5	-1.3;0.3	p=0.6
<b>50-64</b>	35.57	37.47	5.3	0.3	0;0.6	21.41	20.98	-2.0	0.02	-0.3;0.4	p=0.2
<b>65-79</b>	134.27	165.81	23.5	1.1	0.8;1.5	73.62	76.61	4.1	0	-0.3;0.3	p<0.05
<b>80+</b>	220.93	359.68	62.8	3.1	2.2;4.0	157.24	181.60	15.1	0.2	-0.1;0.6	p<0.05
<b>0-80+</b>	23.97	30.10	25.6	1.0	0;2.0	14.49	15.19	4.8	0	-0.2;0.2	p<0.05

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności



Wskaźnik mężczyźni/kobiety wykazał istotnie statystycznie nierówności na poziomie umieralności między płciami. We wszystkich grupach wieku poddanych analizie ryzyko wystąpienia zgonu z powodu raka jelita grubego było wyższe u mężczyzn. Największą wartość wskaźnika mężczyźni/kobiety odnotowano w grupie wieku 50-64 lat w roku 2017 (M/K=3,60,  $p<0,05$ ) (Tabela 8).

**Tabela 8. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
20-34	1999	1.43	1.26;1.60
	2017	1.47	1.27;1.66
35-49	1999	1.26	1.20;1.31
	2017	1.38	1.32;1.44
50-64	1999	2.96	2.92;3.01
	2017	3.60	3.55;3.65
65-79	1999	2.60	2.58;2.61
	2017	3.32	3.31;3.34
80+	1999	1.46	1.45;1.46
	2017	1.61	1.61;1.62
0-80+	1999	1.65	1.58;1.73
	2017	1.98	1.91;2.06

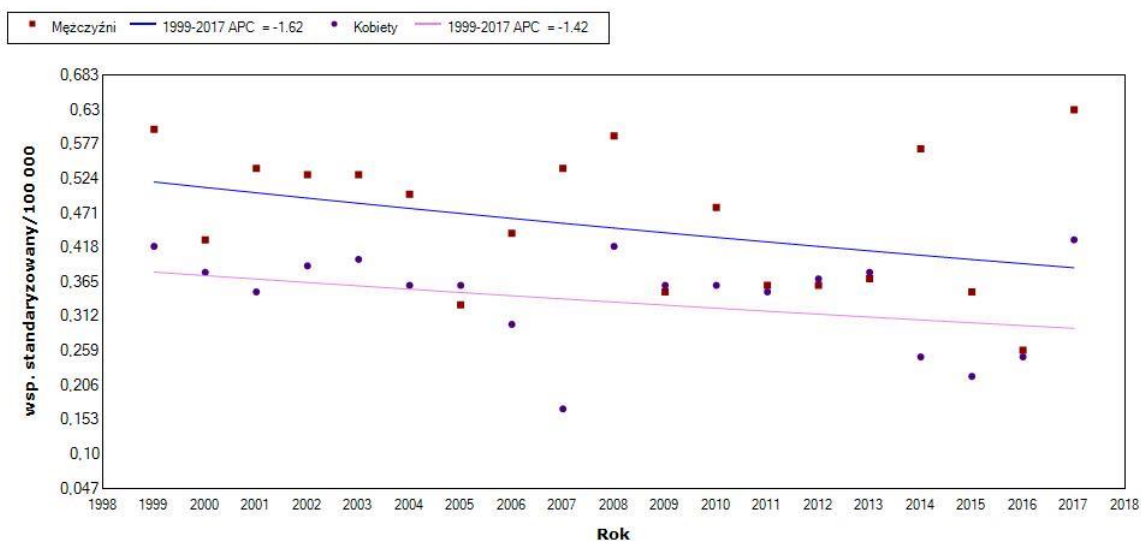
**a** - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

**b** – 95% przedział ufności

W grupie wieku 20-34 lat trend utrzymywał stały kierunek malejący u mężczyzn i u kobiet. Wartość procentowej rocznej zmiany u mężczyzn była wyższa niż u kobiet i wynosiła -1,62%. APC u obu płci nie wykazało wartości istotnej statystycznie (Rycina 8).

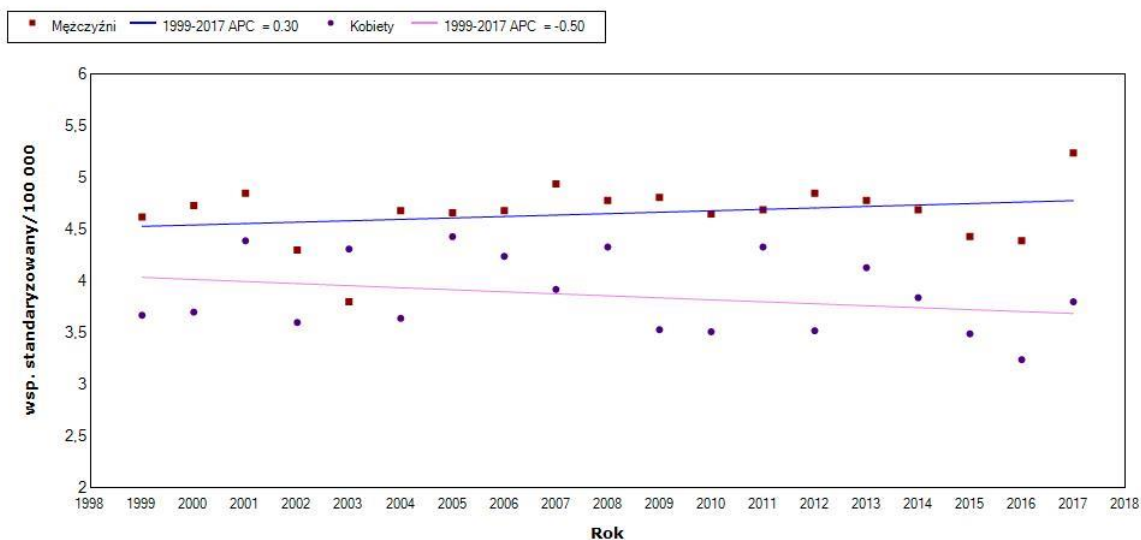
W grupie wieku 35-49 lat wykazano różnicę w kierunku zachodzących zmian trendu. U mężczyzn trend utrzymywał kierunek rosnący (APC=0,30%), u kobiet trend był malejący (APC=-0,50%). APC u obu płci nie wykazało wartości istotnej statystycznie (Rycina 9).

Rycina 8. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

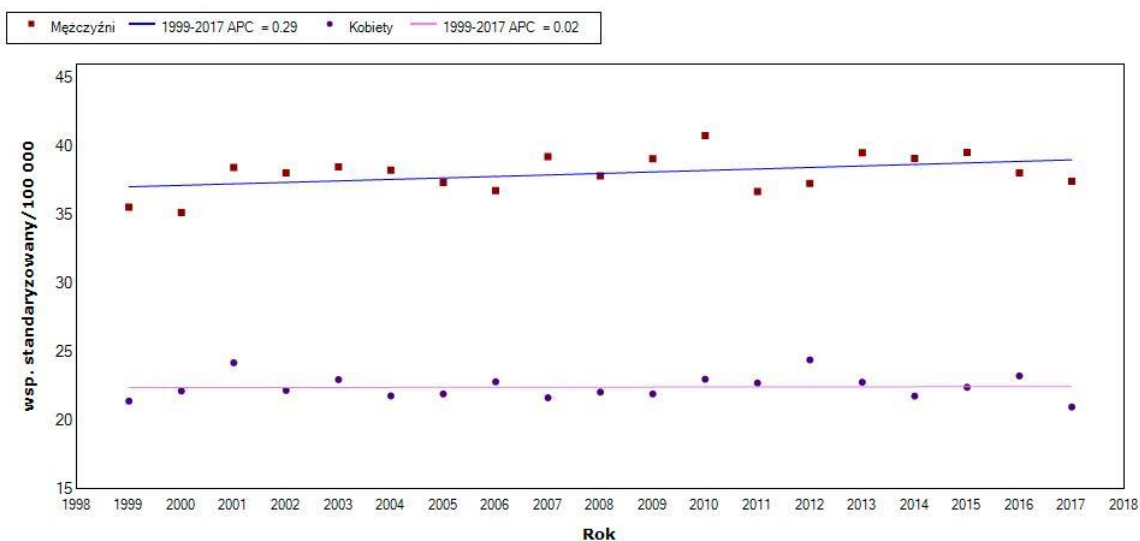
Rycina 9. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-49 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

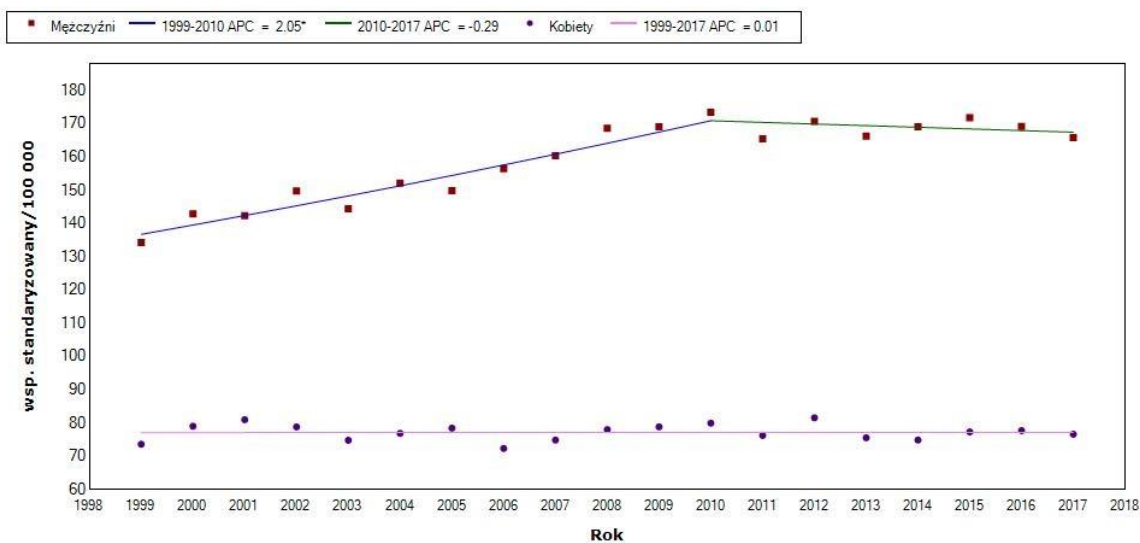
Wśród kobiet i mężczyzn w wieku 50-64 lata analiza przedstawiła trend o charakterze rosnącym. Wartość procentowej rocznej zmiany u mężczyzn była wyższa niż u kobiet i wynosiła 0,29%. U obu płci nie wykazało wartości istotnej statystycznie (Rycina 10).

**Rycina 10. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

**Rycina 11. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 0 Joinpoints**

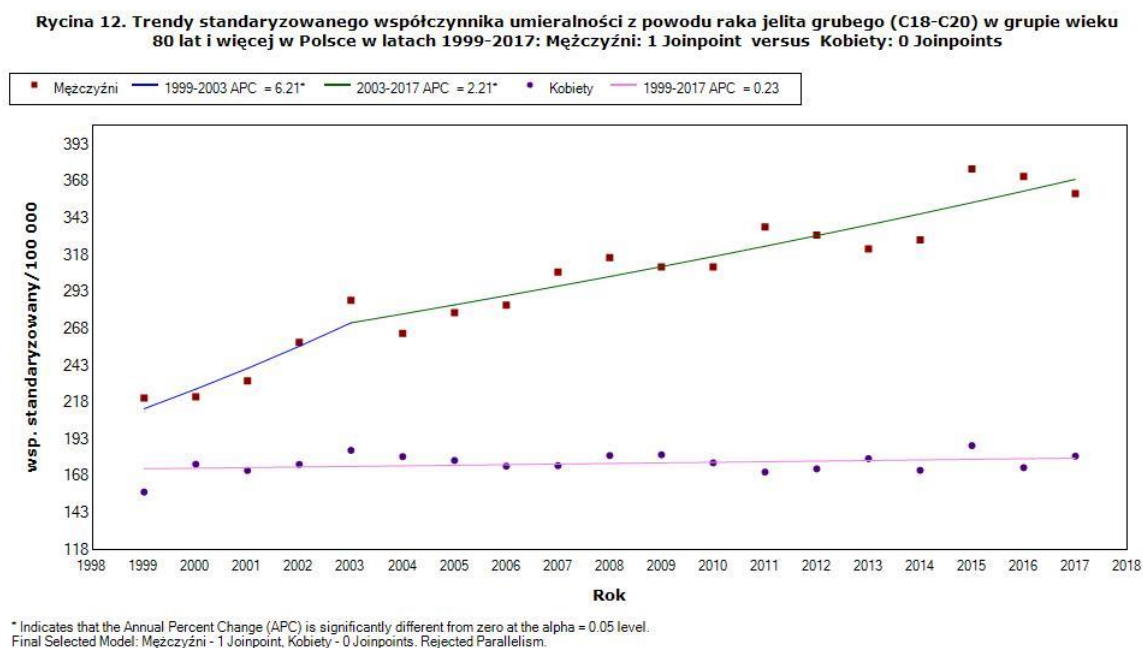


\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 1 Joinpoint, Kobiety - 0 Joinpoints. Rejected Parallelism.

W grupie wieku 65-79 lat u mężczyzn odnotowano szybki wzrost trendu w latach 1999-2010. W tym czasie APC wynosiło 2,05% ( $p < 0,05$ ). W roku 2010 trend zmienił swój kierunek i w latach 2010-2017 APC wynosiło -0,29%, nie uzyskano wartości istotnej statystycznie. (Rycina 11).

U mężczyzn w wieku 80 lat i więcej trend był rosnący. W latach 1999-2003 średnia zmiana procentowa trendu wynosiła 6,21% ( $p < 0,05$ ). Od roku 2003 do końca badania trend

zmniejszył tempo wzrostu a średnia roczna zmiana procentowa wynosiła 2,21% ( $p < 0,05$ ). U kobiet trend utrzymywał kierunek rosnący a średnia zmiana procentowa wynosiła 0,23% (Rycina 12).



### 1.3. Obciążenie rakiem jelita grubego w grupie wieku 35-49 w Polsce w latach 1999- 2017

Z uwagi na postulaty płynące z niektórych krajów świata (m.in. Ameryki Stanów Zjednoczonych) o obniżenie wieku rozpoczęcia badań przesiewowych raka jelita grubego badanie własne w grupie wieku 35-49 lat rozszerzono o 5-letnie grupy wieku: 35-39 lat, 40-44 lata oraz 45-49 lat. Wyniki przedstawiono poniżej.

#### 1.3.1. Trendy zachorowalności na raka jelita grubego w grupie wieku 35-49 w Polsce w latach 1999-2017

Najwyższą liczbę zachorowań w grupie wieku 35-49 lat odnotowano wśród pacjentów w wieku 45-49 lata u obu płci. U mężczyzn w grupie wieku 35-39 lat liczba zachorowań w roku 2017, w porównaniu do roku 1999, zwiększyła się o 30% (AAPC=2,8%,  $p < 0,05$ ), u kobiet w tej samej grupie wieku wykazano wzrost o 39% (AAPC=2,8%,  $p < 0,05$ ). W grupie wieku 40-44 lat u mężczyzn odnotowano wzrost zachorowań o 8% (AAPC=0,3%), a u kobiet o 1% (AAPC=0,3%). Zmniejszenie liczby zachorowań odnotowano w grupie wieku 45-49 lat,

u mężczyzn o niemal 14% (AAPC=-1,1%,  $p<0,05$ ), u kobiet prawie o 17% (AAPC=-0,5%) (Tabela 9).

**Tabela 9. Liczba zachorowań na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
35-39	50	65	30	2.8	1.8;3.8	$p<0.05$	56	78	39	2.8	1.4;4.1	$p<0.05$
40-44	129	139	8	0.3	-0.9;1.6	$p=0.601$	135	137	1	0.3	-1.1;1.6	$p=0.699$
45-49	266	229	-13.9	-1.1	-1.7;-0.5	$p<0.05$	256	213	-16.8	-0.5	-2.1;1.1	$p=0.508$

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

Analiza trendu swoistego współczynnika zachorowalności wykazała rosnącą wartość trendu we wszystkich grupach wieku u obu płci. Najwyższy wzrost procentowy wartości swoistego współczynnika zachorowalności odnotowano u kobiet w wieku 35-39 lat (o 22%). Najwyższa wartość swoistego współczynnika w roku 2017 odnotowano w grupie wieku 45-49 lat u obu płci. Trendy we wszystkich analizowanych 5-letnich grupach wieku przebiegały równolegle (Tabela 10). Wskaźnik mężczyźni/kobiety nie wykazał istotnie statystycznych nierówności w zachorowalności między płciami w analizowanych grupach wieku (Tabela 11).

**Tabela 10. Swoisty w grupie wieku współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>35-39</b>	3.63	4.10	13	1.3	0.3;2.4	4.13	5.05	22	1.3	0.2;2.5	p=1.0
<b>40-44</b>	7.99	9.59	20	1.1	0.4;1.7	8.34	9.63	15	1.2	0.3;2.0	p=0.8
<b>44-49</b>	17.68	19.03	8	0.8	0.3;1.3	16.52	17.79	8	0.2	-0.4;0.8	p=0.2

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 11. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

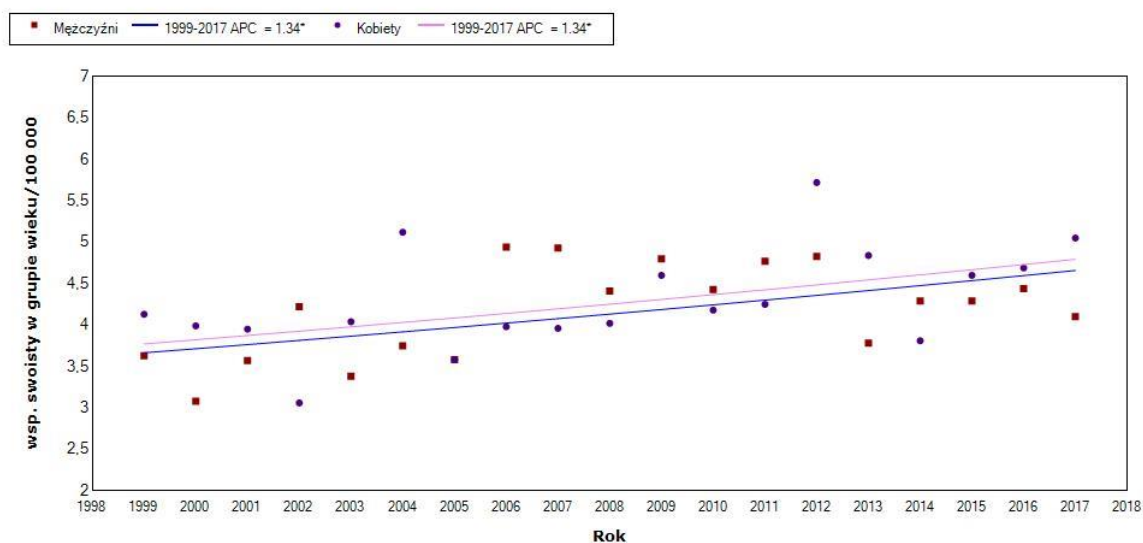
Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
35-39	1999	0.88	0.52;1.23
	2017	0.81	0.54;1.08
40-44	1999	0.96	0.71;1.21
	2017	1.00	0.76;1.23
45-49	1999	1.07	0.89;1.25
	2017	1.07	0.87;1.27

a – iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

b –95% przedział ufności

Analiza trendu czasowego swoistego współczynnika zachorowalności dla grupy wieku 35-39 lat wykazała rosnący kierunek trendu u obu płci. Wartość średniej zmiany procentowej u mężczyzn i kobiet wynosiła 1,34% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 13).

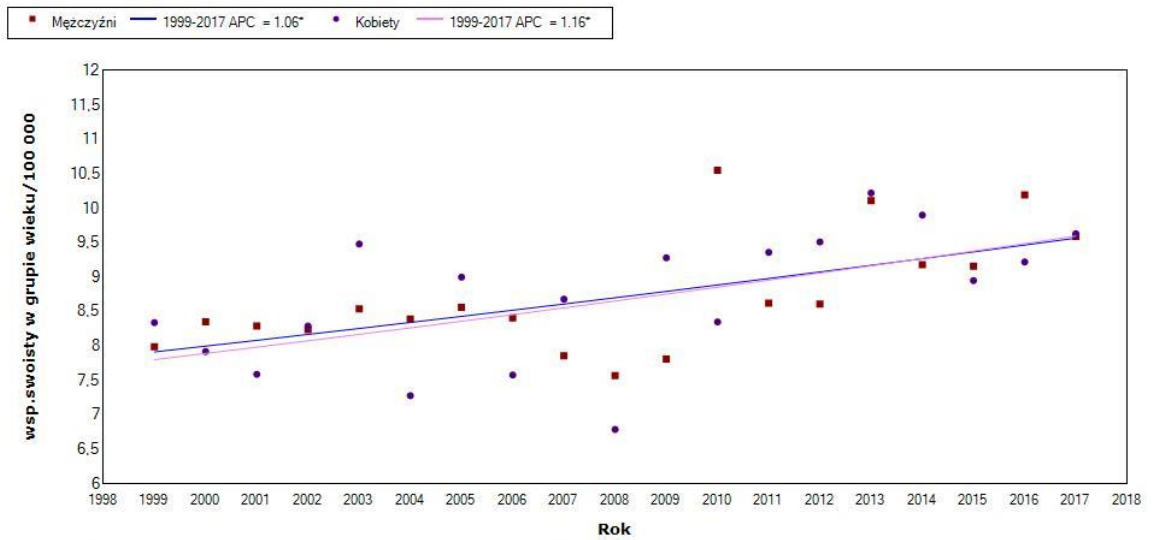
**Rycina 13. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-39 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

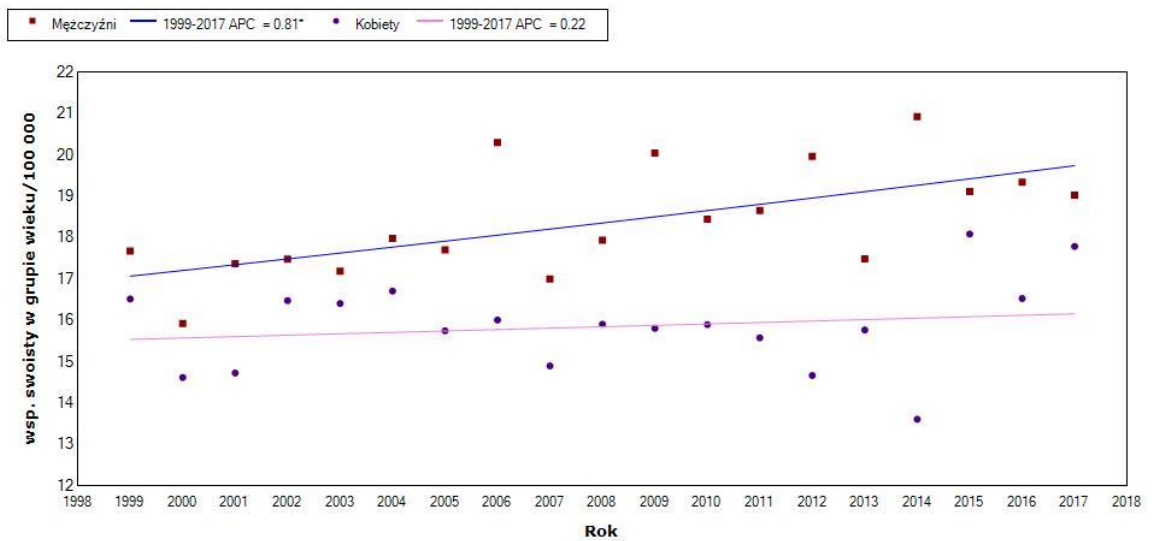
W grupie wieku 40-44 lata u mężczyzn i kobiet trend czasowy był rosnący przez całe badanie. Średnia zmiana procentowa u kobiet wynosiła 1,16% ( $p < 0,05$ ), u mężczyzn 1,06% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 14).

Rycina 14. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 40-44 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

Rycina 15. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 45-49 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

U mężczyzn w grupie wieku 45-49 lat trend był rosnący, a średnia zmiana procentowa wynosiła 0,81% ( $p < 0,05$ ). Trend czasowy swoistego współczynnika u kobiet w wieku 40-45 wykazywał charakter rosnący (APC=0,22%) (Rycina 15).



### 1.3.2. Trendy umieralności z powodu raka jelita grubego w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

U mężczyzn w wieku 45-49 lat odnotowano największą liczbę zgonów z powodu nowotworu złośliwego jelita grubego w 1999 roku - 129. Badanie wykazało, iż do 2017 roku liczba zgonów u mężczyzn w tej grupie wieku zmniejszyła się o 9% (AAPC=-1,9%,  $p<0,05$ ). U kobiet w grupie wieku 45-49 lat liczba zgonów również zmniejszyła się (o 27,4%) a średnia roczna zmiana wynosiła -3,1% ( $p<0,05$ ). W młodszych grupach wieku tj. 35-39 lat oraz 40-44 lata odnotowano wzrost liczby zgonów u obu płci (Tabela 12).

**Tabela 12. Liczba zgonów z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
35-39	26	31	19	2.7	0.4;5.0	$p=0.023$	19	21	11	1.1	-0.3;2.5	$p=0.110$
40-44	55	63	15	-0.6	-2.4;1.2	$p=0.503$	45	51	13	-0.2	-2.9;2.6	$p=0.890$
45-49	129	118	-9	-1.7	-2.6;-0.8	$p<0.05$	106	77	-27.4	-3.1	-4.3;-2.0	$p<0.05$

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

W grupie wieku 40-44 lata u obu płci odnotowano największy wzrost procentowy wartości swoistego współczynnika umieralności. U mężczyzn w roku 2017, w porównaniu do roku 1999, współczynnik wzrósł o 27%, u kobiet natomiast o 29%. U mężczyzn wzrost wartości współczynnika odnotowano również w grupie wieku 45-49 lat (o 14%) a średnia roczna zmiana wynosiła 0,2% ( $p<0,05$ ). Trendy u obu płci we wszystkich analizowanych 5- letnich grupach wieku przebiegały równolegle (Tabela 13).

Wskaźnik mężczyźni/kobiety nie wykazał istotnie statystycznych nierówności na poziomie umieralności między płciami w grupach wieku 35-39 lat oraz 40-44 lata. W grupie wieku 45-49 lat nierówności na poziomie umieralności pogłębiły się na niekorzyść mężczyźni (Tabela 14).

**Tabela 13. Swoisty w grupie wieku współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999 - 2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana % <sup>a</sup>	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana % <sup>a</sup>	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>35-39</b>	1.89	1.57	-17	0.8	-1.4;3.1	1.40	1.36	-3	-0.3	-1.7;1.1	p=0.4
<b>40-44</b>	3.41	4.34	27	0.1	-0.9;1.1	2.78	3.58	29	0.6	-0.7;1.9	p=0.4
<b>44-49</b>	8.58	9.81	14	0.2	-0.7;1.1	6.83	6.44	-1.9	-0.9	-1.9;0.1	p=0.1

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 14. Wskaźnik M/K umieralności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

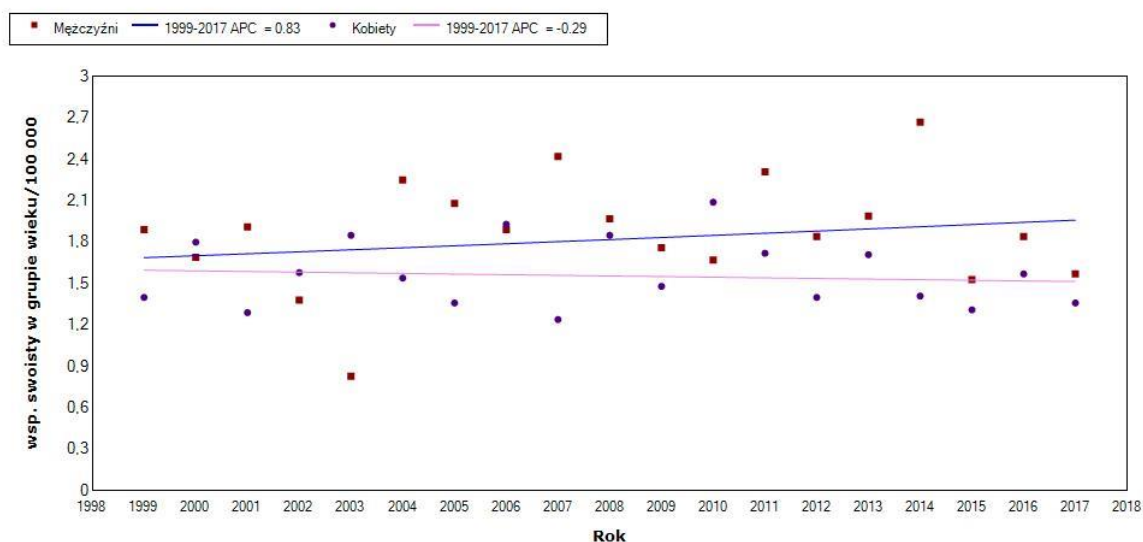
Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
35-39	1999	1.33	0.51;2.19
	2017	1.15	0.45;1.86
40-44	1999	1.23	0.70;1.75
	2017	1.21	0.76;1.66
45-49	1999	1.26	0.94;1.57
	2017	<b>1.52</b>	<b>1.09;1.96</b>

a - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

b – 95% przedział ufności

U mężczyzn w wieku 35-39 lat trend utrzymywał kierunek rosnący (APC=0,83%). U kobiet trend przez cały badany okres był malejący (APC=-0,29%) (Rycina 16).

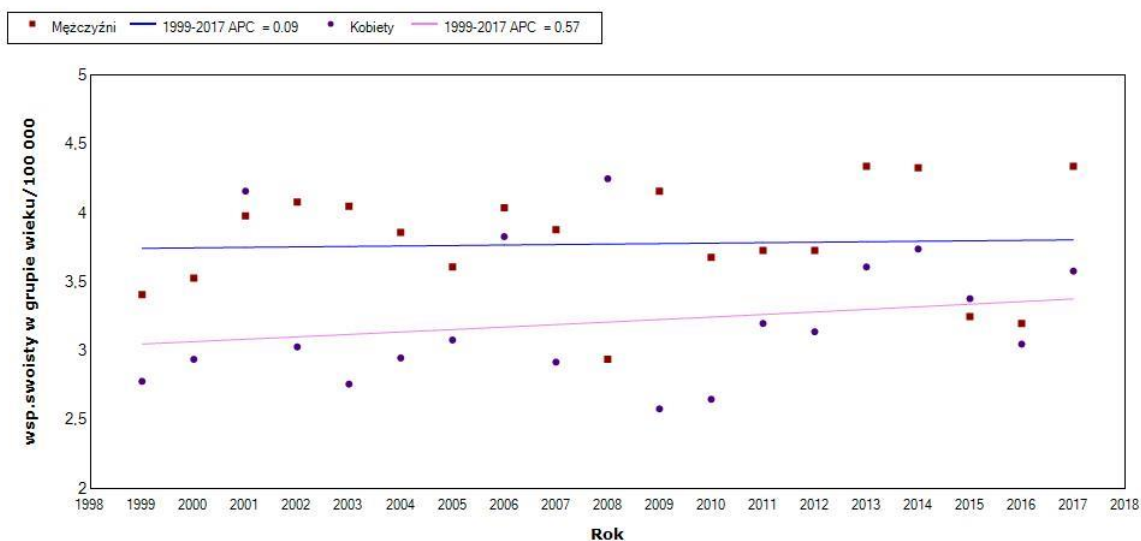
**Rycina 16. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-39 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.  
Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

Trend swoistego dla grupy wieku 40-44 lata współczynnika umieralności u kobiet utrzymywał charakter rosnący (APC=0,57%). U mężczyzn trend utrzymywał stałą wartość średniorocznej zmiany współczynnika 0,09% (Rycina 17).

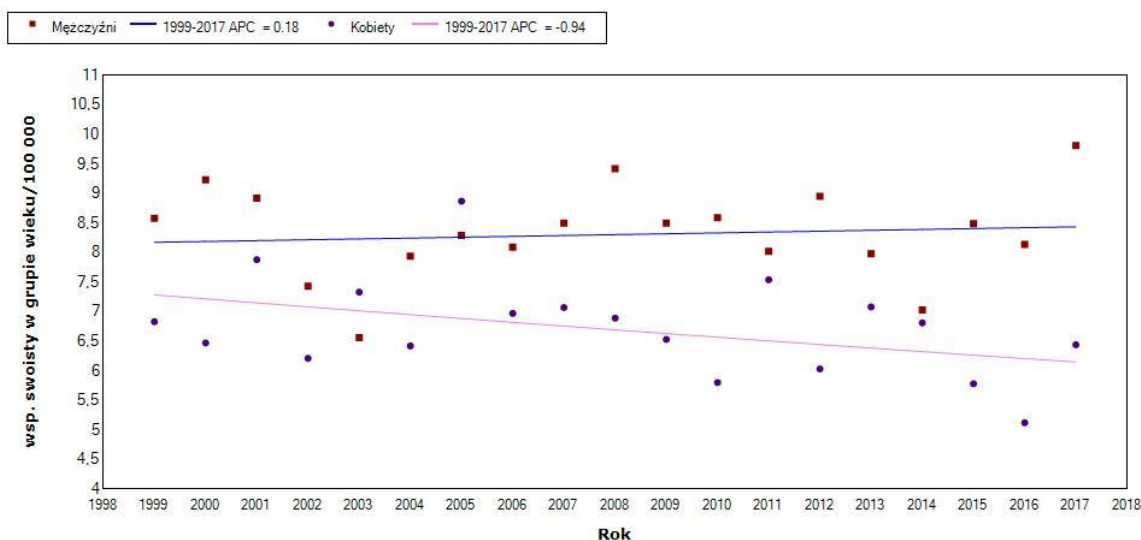
Rycina 17. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 40-44 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

U mężczyzn w wieku 45-49 lat trend swoistego współczynnika umieralności do roku 2005 był rosnący (APC=0,18%). U kobiet trend utrzymywał charakter malejący, a średnia zmiana procentowa wynosiła -0,94% (Rycina 18).

Rycina 18. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 45-49 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

## 2. Obciążenie rakiem żołądka w Polsce w latach 1999-2017

### 2.1. Trendy zachorowalności na raka żołądka w populacji Polski w latach 1999- 2017

W 2017 w Polsce ogółem odnotowano 5213 nowych przypadków raka żołądka. Wartość ta była mniejsza o 11% w porównaniu do roku 1999. U mężczyzn we wszystkich analizowanych grupach wieku liczba zachorowań była wyższa niż u kobiet. W grupie wieku 65-79 lat u obu płci nastąpiło zmniejszenie liczby zachorowań o 17% (AAPC=-1%,  $p<0,05$ ). U kobiet w wieku 35-49 lat wykazano zmniejszenie się liczby zachorowań o ponad 30% (AAPC=-1,9%,  $p<0,05$ ), u mężczyzn w tej grupie wieku liczba zachorowań zmniejszyła się o 49% (AAPC=-3,4%,  $p<0,05$ ).

**Tabela 15. Liczba zachorowań na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999 – 2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	25	23	-8	-0.9	-2.4;0.6	p=0.222	25	24	-4	1.4	-0.5;3.4	p=0.137
35-49	353	179	-49	-3.4	-4.0;-2.9	p<0.05	189	128	-32.3	-1.9	-2.7;-1.2	p<0.05
50-64	1080	978	-9.4	-0.3	-1.5;1.0	p=0.690	401	469	17	0.7	-0.5;2.0	p=0.252
65-79	1884	1550	-17.7	-1.0	-1.4;-0.6	p<0.05	1054	869	-17.6	-1.1	-1.6;-0.6	p<0.05
80+	413	530	28.3	2.2	1.7;2.8	p<0.05	441	463	5	0.3	-0.2;0.8	p=0.266
0-80+	3755	3260	-13.2	-0.4	-0.9;0.1	p=0.144	2111	1953	-7.5	-0.4	-0.8;0.1	p=0.087

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

Wzrost liczby zachorowań u kobiet odnotowano w grupie wieku 50-64 (o 17%) oraz w grupie wieku 80 lat i więcej (o 5%). Liczba zachorowań w grupie wieku 80 lat i więcej u mężczyzn w roku 2017 wynosiła 530, co dało wzrost o 28.3% w stosunku do roku 1999 (AAPC=2,2%;  $p<0,05$ ) (Tabela 15). Surowy współczynnik zachorowalności na raka żołądka w latach 1999-2017 był wyższy w każdej analizowanej grupie wieku u mężczyzn w porównaniu do kobiet. W grupie wieku 80 lat i więcej u obu płci odnotowano najwyższą wartość surowego współczynnika zachorowalności. Wartość współczynnika u mężczyzn w roku 2017 wzrosła o 28% w porównaniu do początku badanego okresu. U kobiet w wieku 80 lat i więcej odnotowano zmniejszenie wartości współczynnika o ponad 50%. Przebieg trendów różnił się między płciami w grupie wieku 20-34 lata, 35-49 lat oraz 80 lat i więcej. W pozostałych grupach wieku trendy przebiegały równolegle u obu płci (Tabela 16).

**Tabela 16. Surowy współczynnik zapadalności na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.58	0.55	-20.6	-1.0	-2.5;0.5	0.61	0.60	-19.4	0.5	-1.2;2.2	p<0.05
<b>35-49</b>	7.85	4.22	-46.2	-3.1	-3.6;-2.6	4.18	3.07	-26.6	-1.5	-2.1;-0.8	p<0.05
<b>50-64</b>	40.66	26.14	-35.7	-2.4	-3.5;-1.4	13.30	11.64	-12.5	-0.3	-0.9;0.2	p=0.018
<b>65-79</b>	122.42	76.84	-37.2	-2.4	-3.3;-1.5	44.95	31.43	-30.1	-1.9	-2.5;-1.4	p=0.012
<b>80+</b>	229.91	298.33	28.3	-2.7	-3.3;-2.2	85.53	41.33	-51.7	-4.1	-4.8;-3.5	p<0.05
<b>0-80+</b>	20.08	17.54	-12.6	-0.4	-0.9;0.1	10.63	9.85	-7.3	-0.4	-0.8;0.0	p=0.305

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 17. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana %	AAPC*	95%CI*	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana % <sup>a</sup>	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.63	0.50	-20.6	-2.1	-3.6;-0.6	0.67	0.54	-19.4	-0.4	-3.3;2.6	p=0.002
<b>35-49</b>	7.75	4.55	-41.3	-2.4	-2.9;-1.9	4.10	3.21	-21.7	-1.5	-2.1;-0.8	p=0.027
<b>50-64</b>	41.00	24.25	-40.8	-2.6	-3.1;-2.1	12.98	10.99	-15.3	-1.3	-1.3;-0.3	p=0.001
<b>65-79</b>	122.42	78.73	-35.7	-2.2	-2.8;-1.7	43.78	31.55	-27.9	-1.8	-2.5;-1.2	p=0.035
<b>80+</b>	184.89	184.62	-0.1	-0.2	-2.5;2.2	85.44	41.33	-51.6	-4.1	-4.7;-3.5	p=0.008
<b>0-80+</b>	23.96	14.62	-39	-2.4	-2.9;-1.9	8.99	6.43	-28.5	-1.8	-2.2;-1.4	p=0.014

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

W grupie wieku 20-34 lata wartość standaryzowanego współczynnika zachorowalności była zbliżona u obu płci. W pozostałych grupach wieku poddanych analizie wartość standaryzowanego według wieku współczynnika była wyższa u mężczyzn niż u kobiet. Najwyższą wartość wykazano w grupie wieku 80 lat i więcej u mężczyzn. U kobiet w wieku 80 lat i więcej doszło do zmniejszenia wartości standaryzowanego współczynnika o ponad 50% (AAPC=-4,1%;  $p<0,05$ ). U mężczyzn w wieku 35-49 lat odnotowano największe obniżenie wartości współczynnika standaryzowanego (o 41,3%) a średnia roczna zmiana procentowa wynosiła -2,4% ( $p<0,05$ ). We wszystkich analizowanych grupach wieku u mężczyzn i kobiet trendy przebiegały równoległe (Tabela 17).

Dysproporcja między płciami na poziomie zachorowań na raka żołądka pogłębiała się w sposób istotny statystycznie w grupach wieku 50-64 lata, 65-79 lat, 80 lat i więcej oraz w populacji ogółem (Tabela 18).

**Tabela 18. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka żołądka w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
20-34	1999	1.44	1.19;1.69
	2017	1.13	0.89;1.36
35-49	1999	1.01	0.94;1.08
	2017	1.01	0.94;1.07
50-64	1999	<b>1.49</b>	<b>1.44;1.55</b>
	2017	<b>1.53</b>	<b>1.49;1.57</b>
65-79	1999	<b>1.77</b>	<b>1.72;1.83</b>
	2017	<b>1.95</b>	<b>1.91;1.99</b>
80+	1999	<b>1.42</b>	<b>1.30;1.55</b>
	2017	<b>1.94</b>	<b>1.83;2.04</b>
0-80+	1999	<b>2.67</b>	<b>2.52;2.81</b>
	2017	<b>2.27</b>	<b>2.14;2.41</b>

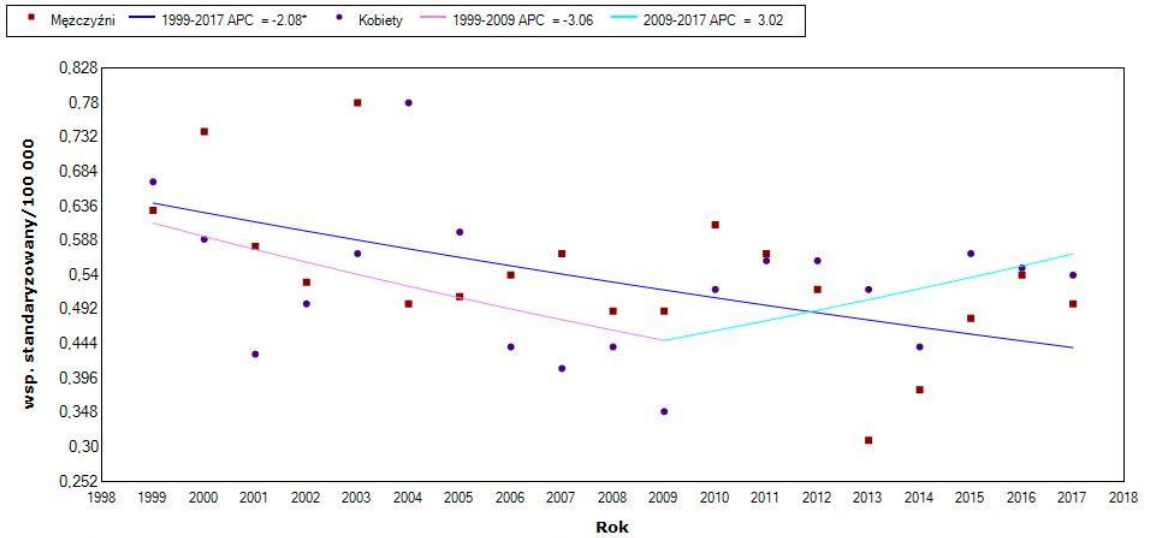
a - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

b -95% przedział ufności

U kobiet w grupie wieku 20-34 lata do roku 2009 trend był malejący (APC=-3,06%) i w latach 2009-2017 zmienił kierunek na rosnący (APC=3,02%). W obu przypadkach wartości rocznej zmiany procentowej współczynnika nie uzyskały istotności statystycznej. U mężczyzn w tej grupie wieku trend był malejący APC=-2,08% ( $p<0,05$ ) (Rycina 19).



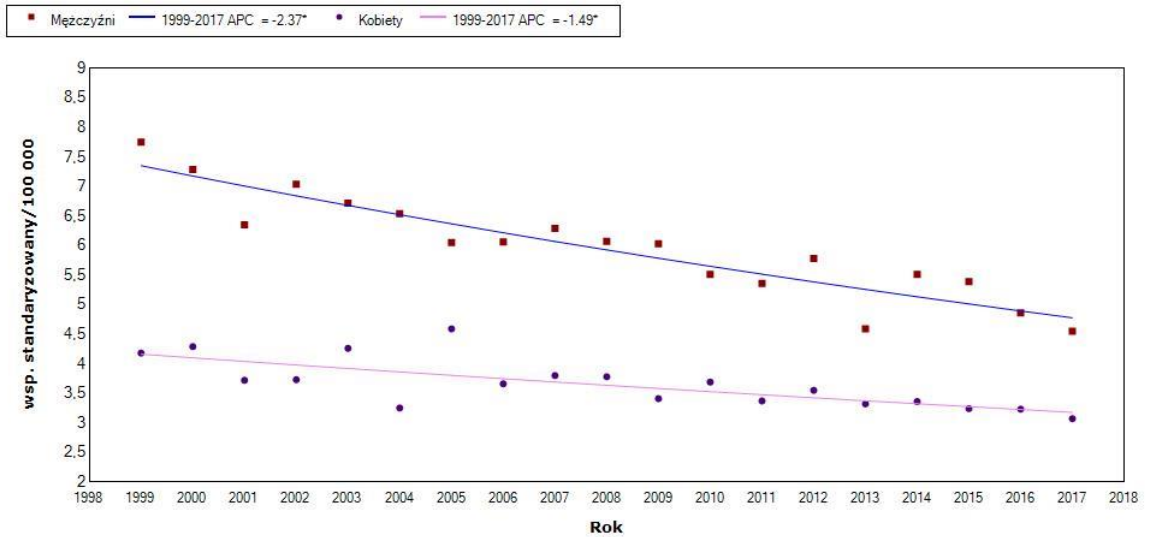
Rycina 19. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 1 Joinpoint



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 3 Joinpoints. Rejected Parallelism.

U obu płci w grupie wieku 35-49 lat trend miał charakter malejący. U mężczyzn zmiana wartości trendu zachodziła w szybszym tempie niż u kobiet a wartość rocznej zmiany procentowej wynosiła -2,37% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 20).

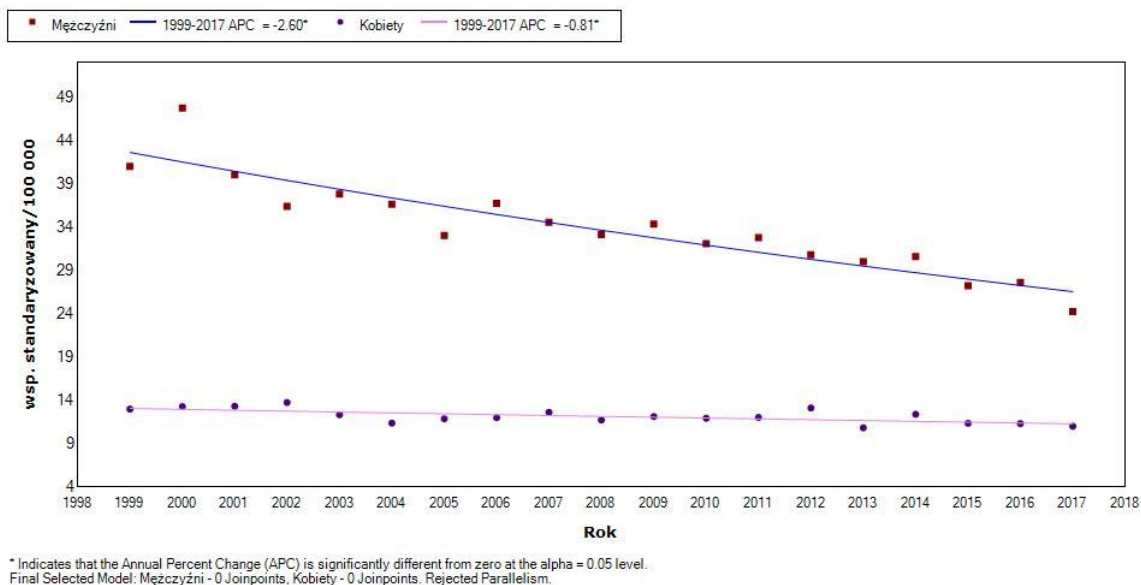
Rycina 20. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 35-49 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Rejected Parallelism.

U mężczyzn w grupie wieku 50-64 lata trend był malejący, średnia zmiana procentowa wynosiła -2,60% ( $p < 0,05$ ). U kobiet trend przez całą analizę miał kierunek malejący przy APC równym -0,81% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 21).

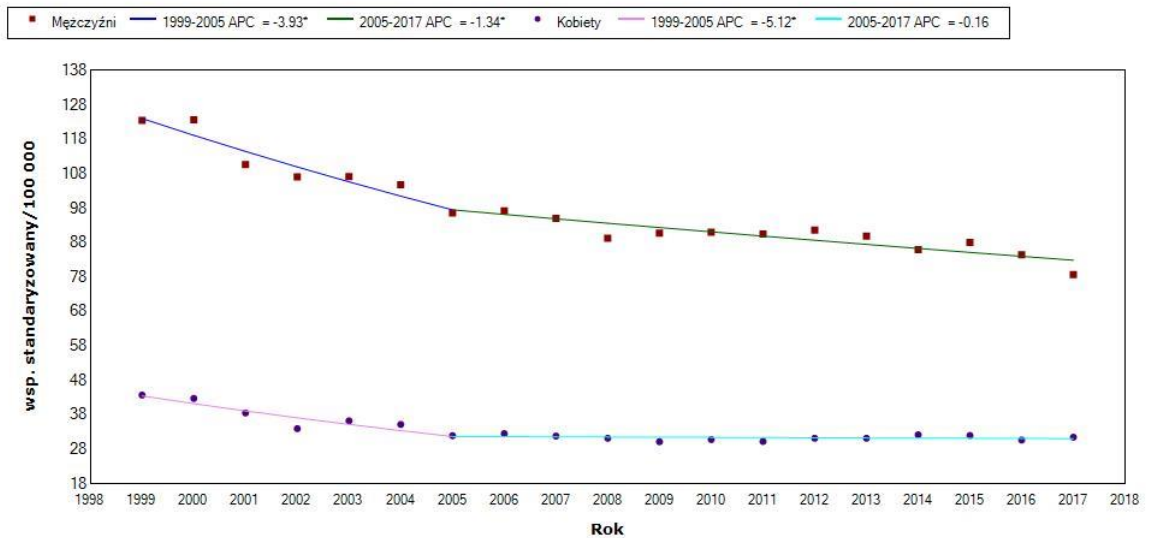
Rycina 21. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat trendy przez cały analizowany okres był malejący. Do roku 2005 roczna zmiana procentowa trendu wynosiła -3,93% ( $p < 0,05$ ), w latach 2005-2017 roczna zmiana procentowa zmniejszyła swoją wartość i wynosiła -1,34% ( $p < 0,05$ ). (Rycina 22).

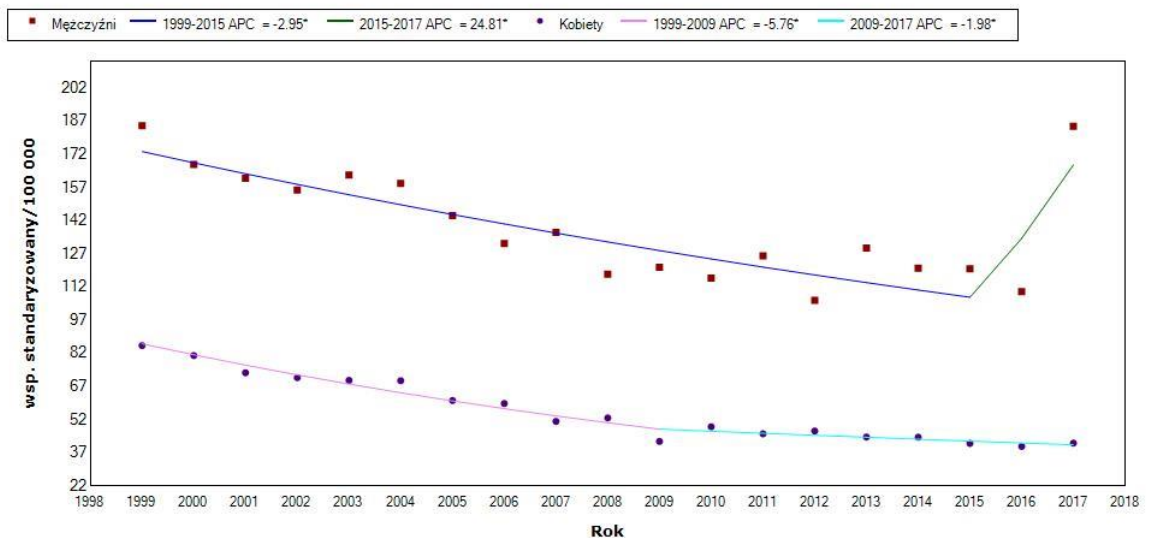
U mężczyzn w grupie wieku 80 lat i więcej trend był malejący do roku 2015 (APC=-2,95%,  $p < 0,05$ ), w 2015 roku trend zmienił swój kierunek i w latach 2015-2017 roczna zmiana procentowa wynosiła 24,81% ( $p < 0,05$ ). U kobiet trend przez cały analizowany okres trend był malejący. W latach 1999-2009 APC wynosiło -5,12% ( $p < 0,05$ ). W roku 2009 wartość rocznej zmiany procentowej zmniejszyła się i w latach 2009-2017 wynosiła -1,98% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 23).

**Rycina 22. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 1 Joinpoint**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.  
Final Selected Model: Mężczyźni - 1 Joinpoint, Kobiety - 1 Joinpoint, Rejected Parallelism.

**Rycina 23. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 1 Joinpoint**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.  
Final Selected Model: Mężczyźni - 1 Joinpoint, Kobiety - 1 Joinpoint, Rejected Parallelism.

## 2.2. Trendy umieralności z powodu raka żołądka w populacji Polski w latach 1999- 2017

Analiza wykazała zmniejszenie liczby zgonów w roku 2017 w porównaniu do roku 1999 u mężczyzn we wszystkich grupach wieku poza grupą 80 lat i więcej. U mężczyzn w grupie wieku 80 lat i więcej odnotowano wzrost liczby zgonów o 51,3% w roku 2017 w porównaniu do roku bazowego (AAPC=2,7%, p<0,05). Największe zmniejszenie się liczby

zgonów u mężczyzn odnotowano w grupie wieku 35-49 lat - o 57.7% (AAPC=-4,3%, p<0,05). U kobiet największy wzrost liczby zgonów wykazano w grupie wieku 80 lat i więcej – o 20% (AAPC=1,1%, p<0,05). W roku 2017 u kobiet w grupie wieku 35-49 lat liczba zgonów wynosiła 100, co dało wartość liczbową mniejszą o ponad 40% w porównaniu do roku 1999 (AAPC=-3,0%, p<0,05) (Tabela 19).

**Tabela 19. Liczba zgonów z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	23	11	-52.2	-3.0	-5.2;-0.8	p=0.011	21	10	-52.4	-2.3	-4.2;-0.3	p=0.024
35-49	319	135	-57.7	-4.3	-4.7;-3.8	p<0.05	168	100	-40.5	-3.0	-4.0;-1.9	p<0.05
50-64	1073	860	-19.9	-1.1	-1.8;-0.3	p<0.05	334	351	5	0.1	0.1;-1.1	p=0.889
65-79	2033	1449	-28.7	-1.9	-2.3;-1.4	p<0.05	1094	741	-32.3	-2.5	-3.1;-1.9	p<0.05
80+	456	690	51.3	2.7	2.3;3.1	p<0.05	478	574	20	1.1	0.6;1.6	p<0.05
0-80+	3904	3156	-18.6	-0.9	-1.1;-0.8	p<0.05	2096	1777	-15.2	-1.0	-1.3;-0.8	p<0.05

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

Surowy współczynnik umieralności zmniejszył swoją wartość we wszystkich grupach wieku u obu płci. U mężczyzn największą wartość współczynnika w roku 2017 odnotowano w grupie wieku 80 lat i więcej, w porównaniu do roku 1999 wartość ta była niższa o niemal 33% (AAPC=-1.3%). Największą zmianę procentową współczynnika u mężczyzn odnotowano w grupie wieku 35-49 lat (o 52%), AAPC= -3,9% (p<0,05). U kobiet największe zmniejszenie się współczynnika surowego wykazano w grupie 80 lat i więcej (o niemal 45%), AAPC=-3,4%. Przebieg trendów współczynników surowych u mężczyzn i kobiet był równoległy w grupie wieku 20-34 lata oraz 50-64 lata (Tabela 20).

**Tabela 20. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999- 2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.55	0.27	-50.9	-3.1	-5.3;-0.8	0.52	0.25	-51.9	-2.4	-4.4;-0.4	p=0.432
<b>35-49</b>	7.10	3.18	-55.2	-3.9	-4.3;-3.5	3.72	2.40	-35.5	-2.5	-3.4;-1.5	p<0.05
<b>50-64</b>	40.40	22.99	-43.1	-3.1	-3.9;-2.4	11.08	8.71	-21.4	-1.4	-1.9;-0.9	p=0.046
<b>65-79</b>	132.10	71.84	-45.6	-3.2	-3.6;-2.8	46.65	26.80	-42.6	-3.2	-3.5;-2.9	p<0.05
<b>80+</b>	207.36	139.77	-32.6	-1.3	-5.0;2.5	92.71	51.24	-44.7	-3.4	-3.9;-3.0	p<0.05
<b>0-80+</b>	20.86	16.98	-18.6	-0.9	-1.1;-0.8	10.55	8.96	-15.1	-1.1	-1.3;-0.8	p=0.302

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 21. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.57	0.24	-50.9	-4.1	-6.4;-1.9	0.57	0.22	-61.4	-3.5	-5.4;-1.5	p=0.45
<b>35-49</b>	6.99	3.41	-51.2	-3.2	-3.6;-2.7	3.72	2.53	-32	-1.9	-2.8;-1.0	p=0.016
<b>50-64</b>	40.88	21.54	-47.3	-3.2	-3.5;-2.9	10.74	8.13	-24.3	-1.9	24.4;-1.4	p=0.004
<b>65-79</b>	133.73	73.81	-44.8	-3.1	-3.2;-2.9	45.21	26.54	-41.3	-2.9	--3.5;-2.3	p=0.005
<b>80+</b>	207.80	139.46	-32.9	-2.3	-2.6;-1.9	92.71	51.44	-44.5	-3.4	-3.9;3.0	p<0.05
<b>0-80+</b>	25.14	14.09	-44	-3.0	-3.1;-2.8	8.75	5.46	-34.6	-2.7	-3.0;2.5	p=0.185

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

U obu płci wartość standaryzowanego według wieku współczynnika umieralności w roku 2017 była niższa niż w roku 1999. Największe zmniejszenie się wartości współczynnika u mężczyzn wykazano w grupie wieku 35-49 lat (o 51,2%), AAPC= -3,2% (p<0,05). U kobiet najszybsze tempo zmiany wartości współczynnika wykazano w grupie wieku 20-34 lata (AAPC= -3,5%) oraz 80 lat i więcej (AAPC= -3,4% ). Poza grupą wieku 80 lat i więcej, przebieg trendów współczynników standaryzowanych u mężczyzn i kobiet przebiegał równolegle (Tabela 21).

We wszystkich grupach wieku wykazano pogłębienie się dysproporcji umieralności wśród mężczyzn w stosunku do kobiet (p<0,05). Największą dysproporcję między płciami wykazano w grupie wieku 50-64 lat (p<0,05) (Tabela 22).

**Tabela 22. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka żołądka w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

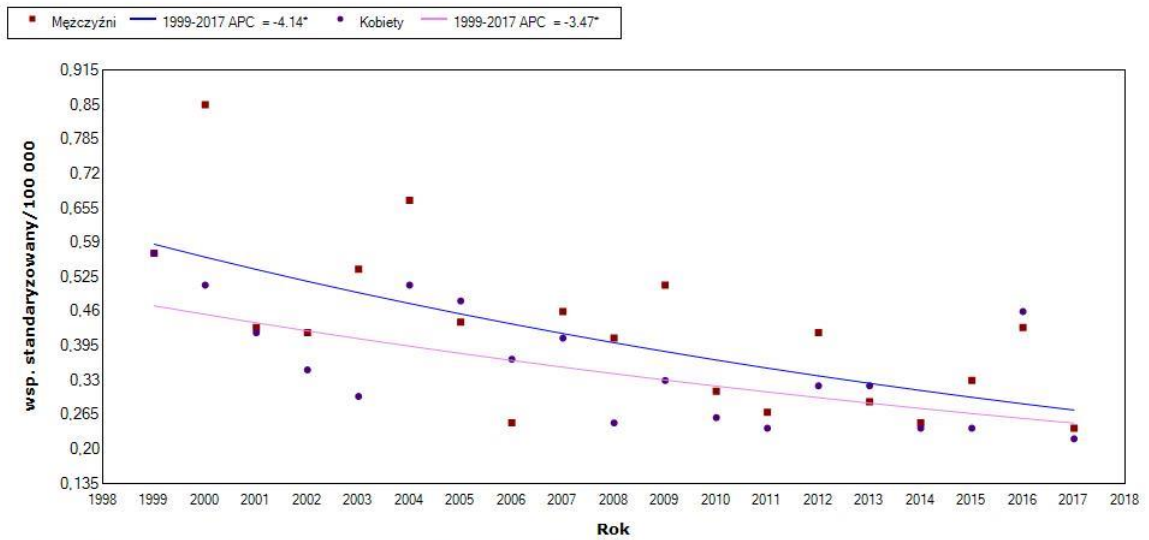
Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
20-34	1999	1.43	1.26;1.60
	2017	1.47	1.27;1.66
35-49	1999	1.26	1.20;1.32
	2017	1.38	1.33;1.43
50-64	1999	<b>2.96</b>	<b>2.91;3.01</b>
	2017	<b>3.60</b>	<b>3.55;3.65</b>
65-79	1999	2.60	2.58;2.61
	2017	3.32	3.31;3.34
80+	1999	1.46	1.45;1;46
	2017	1.61	1.61;1;61
0-80+	1999	2.87	2.72;3.03
	2017	2.58	2.42;2.74

a - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

b - 95%CI –95% przedział ufności

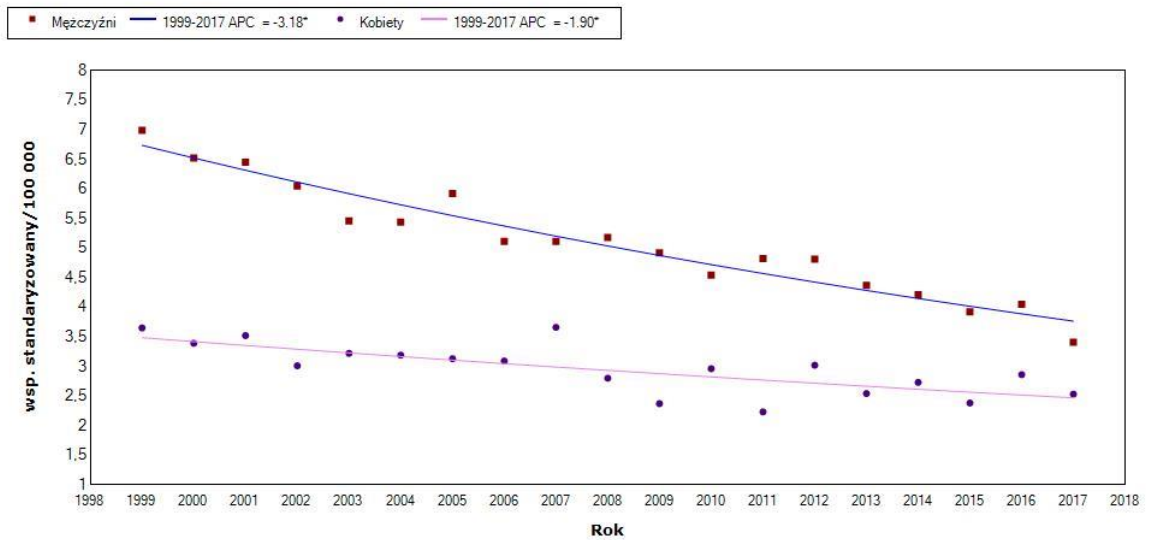
U obu płci w grupie wieku 20-34 trend miał charakter malejący przez cały badany okres. U mężczyzn zmiany zachodziły w szybszym tempie niż u kobiet. Roczna procentowa zmiana i standaryzowane współczynnika umieralności u mężczyzn wynosiła -4,14% (p<0,05). (Rycina 24). Również u mężczyzn w grupie wieku 35-49 lat zmiany poziomu trendu zachodziły w szybszym tempie niż u kobiet, roczna zmiana procentowa wynosiła -3,18% (p<0,05) (Rycina 25).

Rycina 24. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

Rycina 25. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints

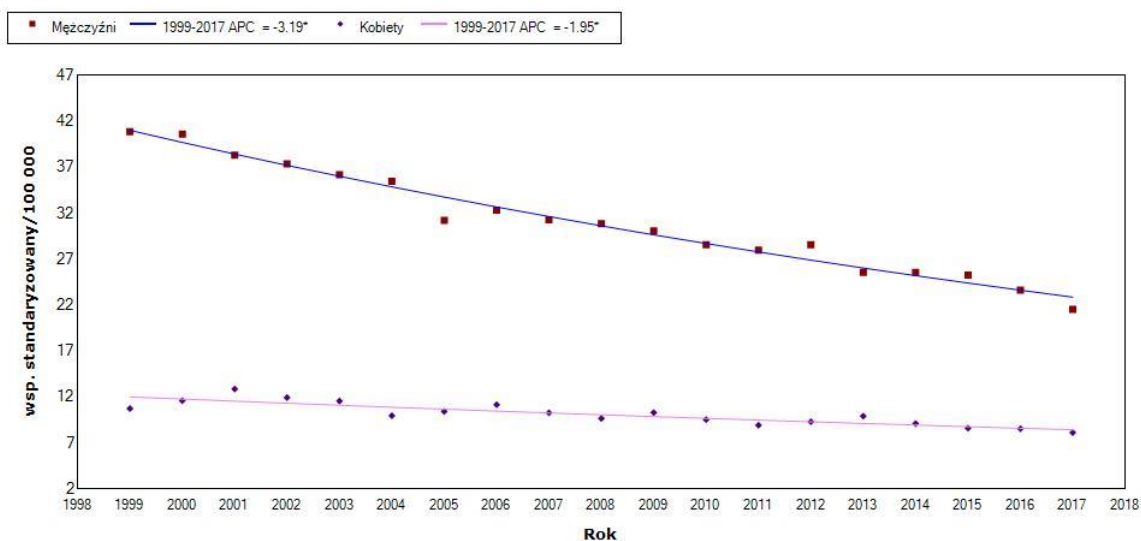


\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Rejected Parallelism.

W grupie wieku 50-64 lata u mężczyzn trend miał kierunek malejący (APC=-3,19%,  $p<0,05$ ). U kobiet również trend był malejący w badanym okresie, roczna zmiana procentowa wynosiła -1.95% i osiągnęła wartość istotną statystycznie ( $p<0,05$ ) (Rycina 26).

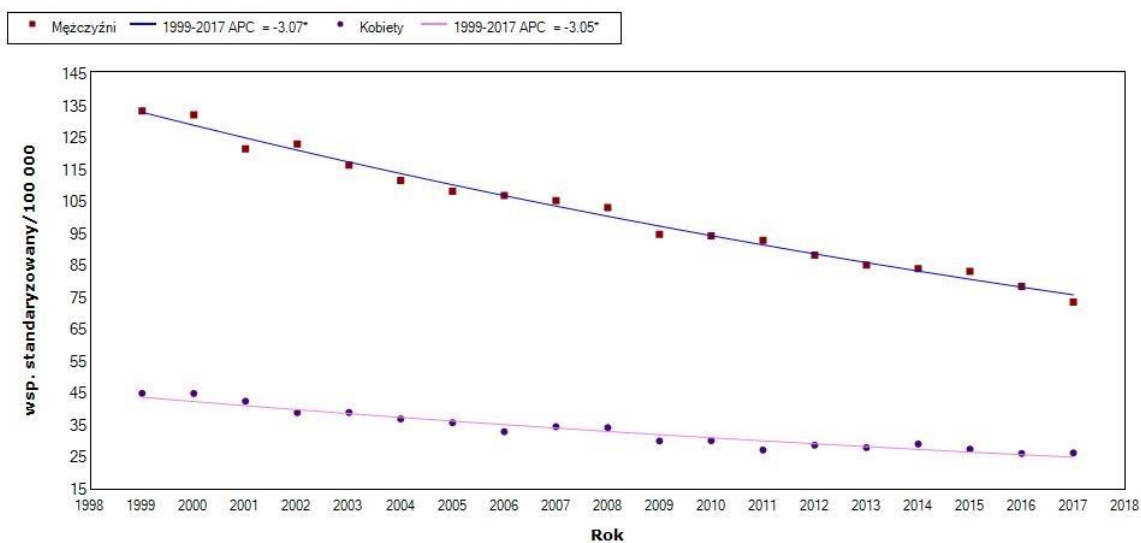


**Rycina 26. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Rejected Parallelism.

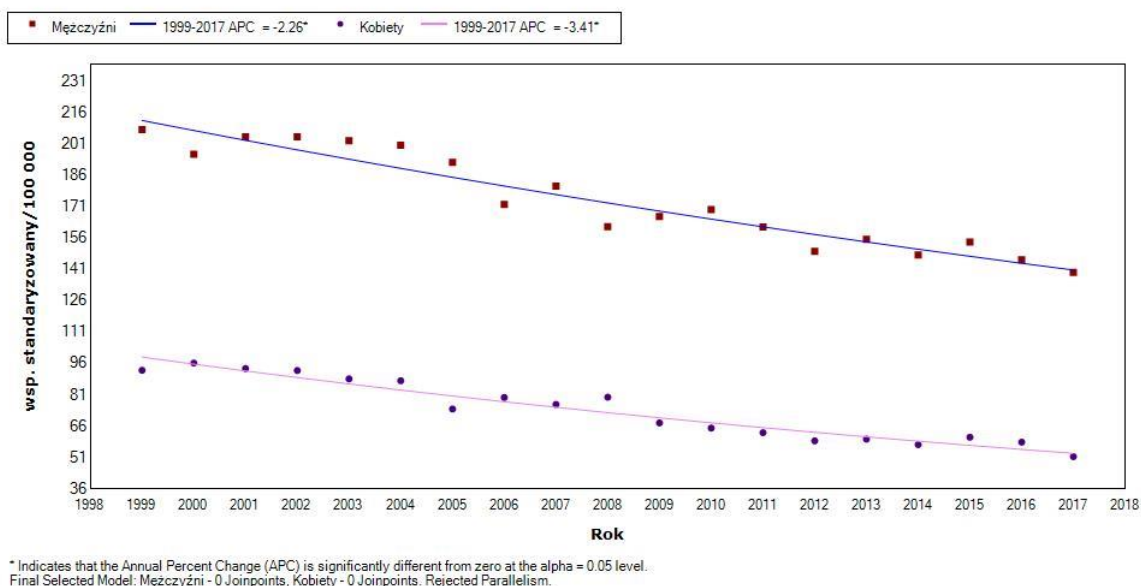
**Rycina 27. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 1 Joinpoint. Rejected Parallelism.

U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat trend utrzymywał kierunek malejący, wartość rocznej zmiany procentowej wynosił -3,07% ( $p < 0,05$ ). U kobiet w grupie wieku 65-79 lat wartość rocznej zmiany wynosiła -3,05% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 27).

Rycina 28. Analiza trendów czasowych standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



U mężczyzn z grupie wieku 80 lat i więcej trend utrzymywał kierunek malejący, wartość rocznej zmiany procentowej wynosiła -2,26% ( $p < 0,05$ ). U kobiet trend również utrzymywał kierunek malejący (APC= -3,41%,  $p < 0,05$ ) (Rycina 28).

### 3. Obciążenie rakiem trzustki w Polsce w latach 1999-2017

#### 3.1. Trendy zachorowalności na raka trzustki w populacji Polski w latach 1999- 2017

Najwięcej zachorowań u mężczyzn odnotowano w grupie wieku 65-79 lat, w 2017 roku liczba zachorowań (812) była wyższa o 17,5% w porównaniu do roku 1999 (AAPC=0,8%). U mężczyzn najwyższą wartość średniej rocznej zmiany procentowej wykazano w grupie wieku 80 lat i więcej (APC=2,5%,  $p < 0,05$ ). W 2017 roku w grupie wieku 65-79 oraz w grupie wieku 80 lat i więcej odnotowano więcej zachorowań na nowotwór złośliwy trzustki u kobiet. Największą liczbę zachorowań u kobiet odnotowano w grupie wieku 65-79 – 845 w roku 2017. Największą wartość średniej rocznej zmiany liczby zachorowań u kobiet wykazano w grupie wieku 80 lat i więcej (AAPC=2,6%,  $p < 0,05$ ) (Tabela 23).

**Tabela 23. Liczba zachorowań na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	11	7	-36.4	-3.1	-6.8;0.8	p=0.107	8	8	0	7.1	2.2;12.3	p=0.006
35-49	133	110	-17.3	-3.8	-5.1;-2.4	p<0.05	99	75	-24.3	-1,1	-3.2;1.0	p=0.307
50-64	592	613	3.5	0.5	-0.9;1.8	p=0.500	343	458	33.5	1.8	0.8;2.8	p<0.05
65-79	691	812	17.5	0.8	0;1.6	p=0.052	766	845	10.3	0.4	-0.3;1.1	p=0.259
80+	126	196	55.5	2.5	1.7;3.2	p<0.05	242	384	58.7	2.6	1.7;3.5	p<0.05
0-80+	1620	1738	7.3	0.5	-0.1;1.1	p=0.102	1459	1770	21.3	1.1	0.9;1.3	p<0.05

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

Surowy współczynnik zachorowalności na raka trzustki u mężczyzn i u kobiet zmniejszył swą wartość we wszystkich grupach wieku. U mężczyzn największe obniżenie wartości surowego współczynnika zachorowalności wykazano w grupie wieku 35-49 lat (o 41%), średnia roczna zmiana procentowa wynosiła - 4% ( $p<0,05$ ). U kobiet najwyższą zmianę wartości średniej rocznej zmiany procentowej wykazano w grupie wieku 35-49 lat (APC= -4,7%,  $p<0,05$ ). (Tabela 24).

Standaryzowany według wieku współczynnik zachorowalności we wszystkich grupach wieku u obu płci zmniejszył swoją wartość w roku 2017 w porównanie do roku 1999. U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat wykazano najmniejszą zmianę wartości współczynnika (o 9%), średnia roczna zmiana procentowa wynosiła -0.4% ( $p<0,05$ ). W grupie wieku 35-49 lat wartość współczynnika standaryzowanego zmniejszyła się w 2017 roku o 35% (AAPC=-3.2%, $p<0.05$ ). U kobiet największą zmianę wartości współczynnika odnotowano w grupie wieku 80 lat i więcej (o 27%), AAPC=-2.1% ( $p<0.05$ ) (Tabela 25).

**Tabela 24. Surowy współczynnik zapadalności na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.26	0.17	-36.4	-3.3	-7.3;0.8	0.20	0.20	0	2.9	-8.7;16.0	p<0.05
<b>35-49</b>	4.43	2.60	-41.3	-4.0	-4.9;-3.1	2.19	1.80	-17.8	-4.7	-8.6;-0.7	p=0.979
<b>50-64</b>	22.29	16.38	-26.5	-1.1	-1.6;-0.6	11.38	11.37	-0.01	0.5	0.1;0.9	p<0.05
<b>65-79</b>	44.90	40.26	-10.3	-0.5	-0.9;0	32.67	30.56	-6.5	-0.2	-0.6;0.1	p=0.617
<b>80+</b>	57.30	39.19	-31.6	-2.6	-3.3;-1.8	46.94	34.28	-30	-2.1	-3.1;-1.0	p=0.324
<b>0-80+</b>	8.66	9.35	8	0.5	0.2;0.8	7.34	8.92	21.5	1.1	0.8;1.3	p=0.015

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 25. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.28	0.15	-46.4	-4.4	-8.2;-0.3	0.21	0.18	-24.2	2.1	-9.6;15.2	p=0.0002
<b>35-49</b>	4.38	2.83	-35.4	-3.2	-4.1;-2.3	2.10	1.95	-7.1	-0.7	-1.7;0.3	p=0.005
<b>50-64</b>	22.32	15.34	-31.3	-1.7	-2.1;-1.3	11.14	10.32	-7.4	-0.1	-0.5;0.2	p<0.05
<b>65-79</b>	45.07	40.88	-9.3	-0.4	-0.9;0.1	31.77	30.74	-3.32	0	-0.7;0.7	p=0.516
<b>80+</b>	57.40	38.74	-32.5	-2.5	-3.3;-1.7	47.10	34.26	-27.3	-2.1	-3.2;-1.0	p=0.143
<b>0-80+</b>	10.20	7.84	-23.1	9.0	7.8;10.3	6.30	5.76	-8.6	-0.5	-0.7;-0.2	p=0.507

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

Dysproporcja na poziomie zachorowań między płciami zmniejszyła się w 2017 roku w porównaniu do roku 1999 w każdej grupie wieku poddanej analizie. Dysproporcje zachodzące między zachorowalnością mężczyzn a kobiet były istotne statystycznie w grupach wieku: 35-49 lat, 50-64 lat, 65-79 lat oraz Polski ogółem (Tabela 26).

**Tabela 26. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka trzustki w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

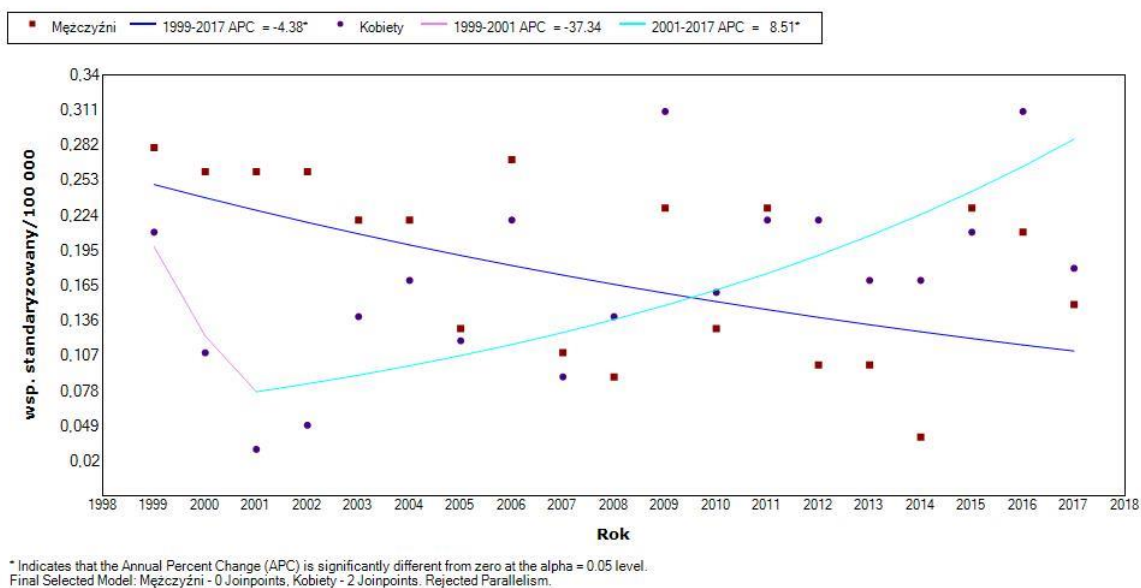
Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
<b>20-34</b>	1999	1.33	1.09;1.57
	2017	0.83	0.63;1.03
<b>35-49</b>	1999	<b>2.09</b>	<b>1.98;2.19</b>
	2017	<b>1.45</b>	<b>1.37;1.53</b>
<b>50-64</b>	1999	<b>2.00</b>	<b>1.93;2.05</b>
	2017	<b>1.49</b>	<b>1.45;1.52</b>
<b>65-79</b>	1999	1.42	1.41;1.43
	2017	1.33	1.32;1.34
<b>80+</b>	1999	1.22	1.21;1.22
	2017	1.13	1.13;1.13
<b>0-80+</b>	1999	<b>1.62</b>	<b>1.50;1.74</b>
	2017	<b>1.36</b>	<b>1.24;1.49</b>

**a** - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

**b** - 95%CI –95% przedział ufności

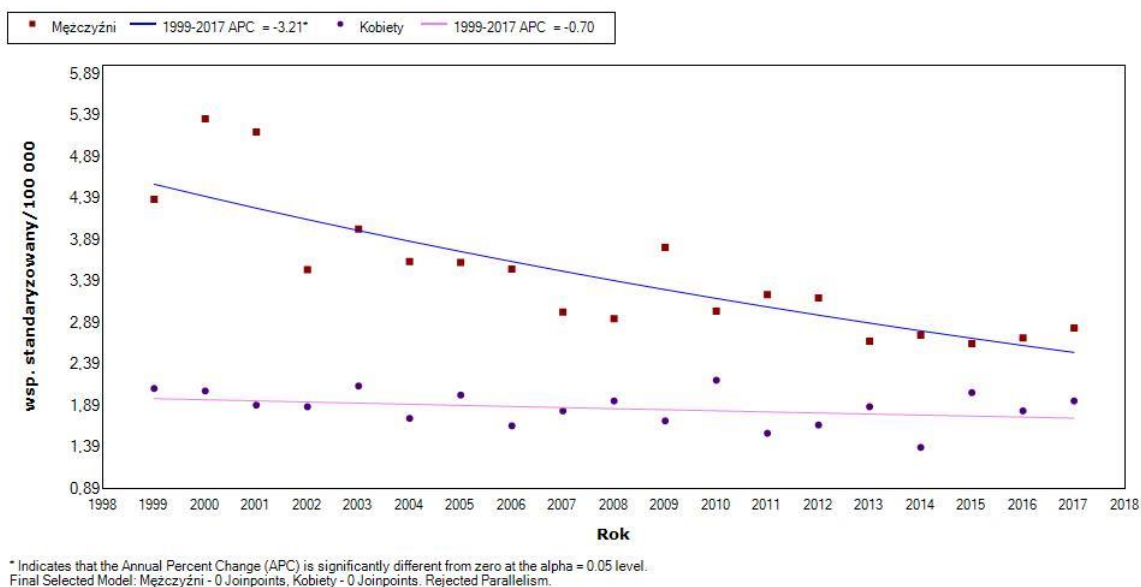
U mężczyzn w grupie wieku 20-34 lata kierunek trendu przez cały analizowany okres był malejący (APC=-4,38%,  $p<0,05$ ). U kobiet analiza wykazała kierunek malejący trendu do roku 2001 (APC= -37,34%), w 2001 roku nastąpiła zmiana kierunku trendu i w latach 2001-2017 roczna zmiana procentowa wynosiła 8,51% ( $p<0,05$ ) (Rycina 29).

Rycina 29. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 1 Joinpoint



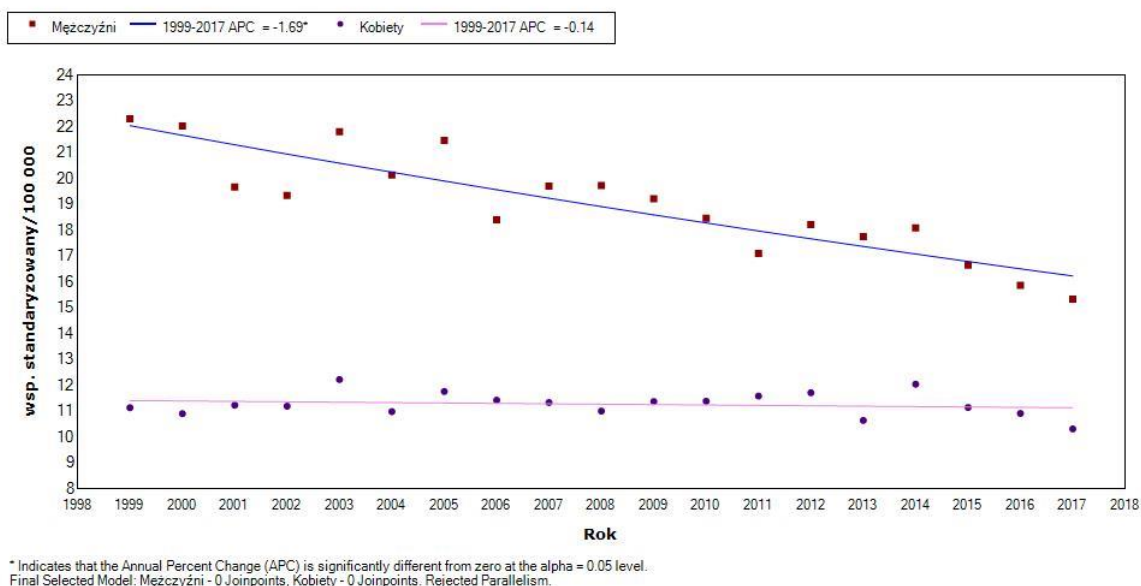
W grupie wieku 35-49 lat wśród obu płci odnotowano malejący trend standaryzowanego współczynnika zachorowalności. U mężczyzn roczna zmiana procentowa wynosiła -3,21% ( $p < 0,05$ ), u kobiet -0,70% (Rycina 30).

Rycina 30. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints

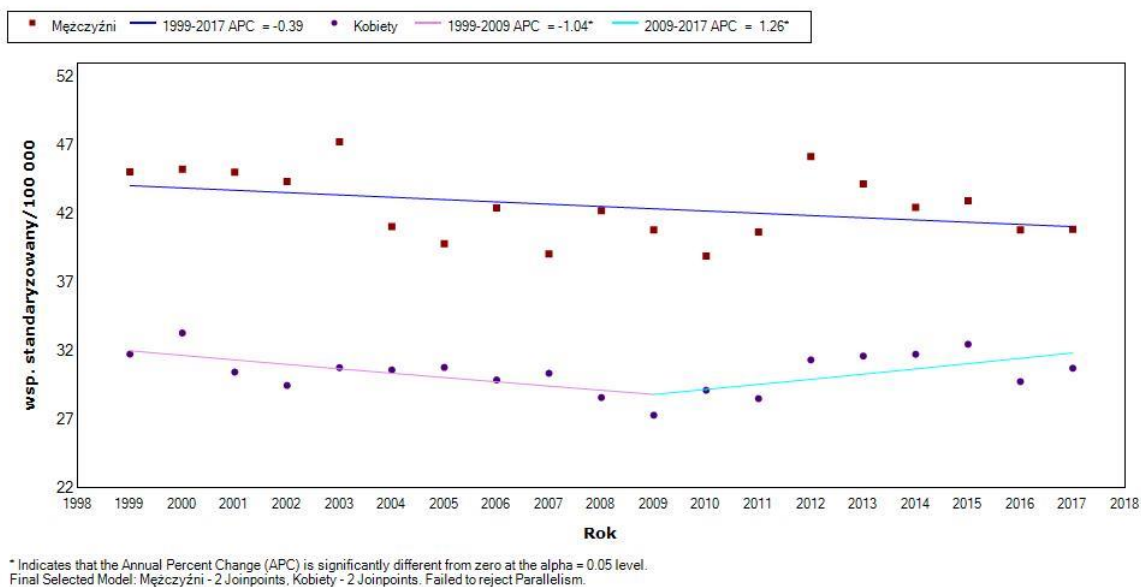


U mężczyzn w grupie wieku 50-64 lata trend utrzymywał kierunek malejący, średnia roczna zmiana u mężczyzn wynosiła -1,69% ( $p < 0,05$ ), u kobiet APC = -0,14% (Rycina 31).

**Rycina 31. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 50-64 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints**



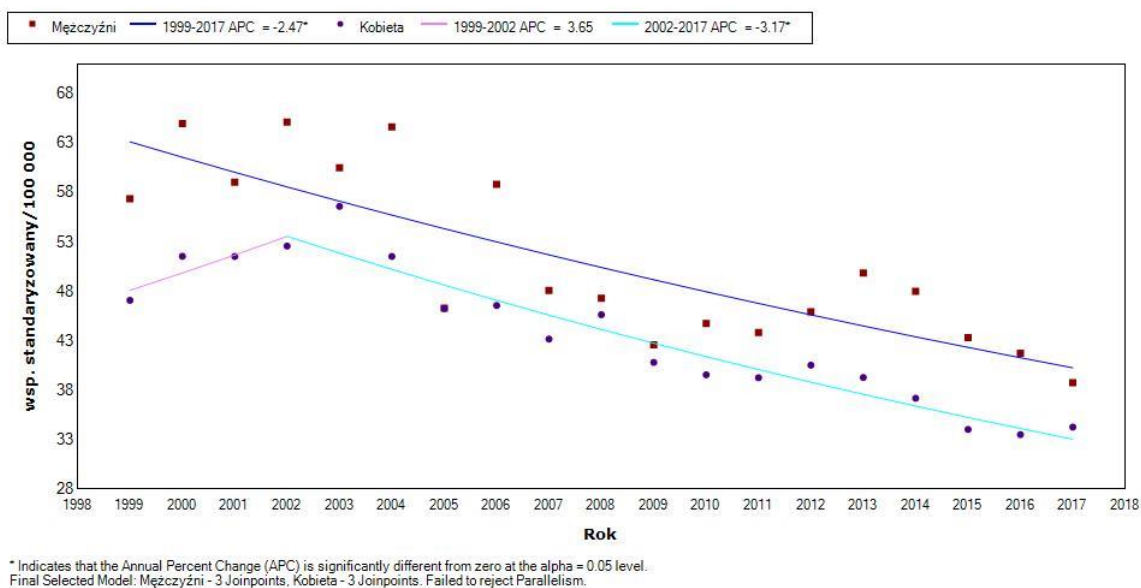
**Rycina 32. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 1 Joinpoint**



U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat trend przez cały okres objęty analizą utrzymywał kierunek malejący (APC= -0,39%). U kobiet w grupie wieku 65-79 lat do roku 2009 trend był malejący (APC=-1,04%,  $p < 0,05$ ), a w roku 2009 trend zmienił kierunek a wartość rocznej zmiany procentowej w latach 2009-2017 wynosiła 1.26% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 32).



Rycina 33. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 80 lat i więcej lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobieta: 1 Joinpoint



W grupie wieku 80 lat i więcej u mężczyzn trend utrzymywał charakter malejący. Roczna zmiana procentowa współczynnika standaryzowanego wynosiła -2,47% ( $p < 0,05$ ). U kobiet do roku 2002 trend był rosnący ( $APC = 3,65\%$ ) w roku 2002 trend zmienił swój kierunek i w latach 2002-2017 roczna zmiana procentowa wynosiła -3,17% ( $p < 0,05$ ) (Rycina 33).

### 3.2. Trendy umieralności z powodu raka trzustki w Polsce w latach 1999- 2017

Liczba zgonów z powodu nowotworu złośliwego trzustki w populacji Polski ogółem w roku 2017 była wyższa niż w roku 1999 u obu płci, odnotowano wzrost o 38% ( $p < 0,05$ ). W grupie wieku 65-79 u obu płci odnotowano największą liczbę zgonów w 2017 roku w porównaniu do roku 1999. Największy przyrost liczby zgonów odnotowano w grupie wieku 80 lat i więcej, u mężczyzn odnotowano wzrost o 137% ( $APPC = 5,3\%$ ,  $p < 0,05$ ), u kobiet o 25.9% ( $AAPC = 5,3\%$ ,  $p < 0,05$ ) (Tabela 27)

**Tabela 27. Liczba zgonów z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni						Kobiety					
	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value	Liczba zachorowań		Zmiana %	AAPC	95%CI	p-value
	1999	2017					1999	2017				
20-34	12	4	-66.7	-1.7	-5.4;2.2	0.371	1	4	300	1.3	-3.7;6.5	0.609
35-49	167	108	-35.3	-3.6	-4.4;-2.8	p<0.05	94	56	-40.4	-3.2	-4.1;-2.3	p<0.05
50-64	624	823	31.9	1.9	1.0;2.8	p<0.05	434	544	25.3	1.9	0.5;3.3	0.008
65-79	820	1102	34.4	1.4	1.0;1.7	p<0.05	921	1090	18.3	0.8	0.4;1.2	p<0.05
80+	156	371	137.8	5.3	4.6;6.1	p<0.05	293	761	25.9	5.3	4.1;6.5	p<0.05
0-80+	1781	2409	35.3	1.7	1.3;2.1	p<0.05	1743	2455	40.8	2.0	1.8;2.3	p<0.05

AAPC – średnia roczna zmiana procentowa; 95%CI – 95% przedział ufności; p-value – poziom istotności statystycznej

U obu płci w grupie wieku 35-49 lat odnotowano niższą liczbę zgonów, u mężczyzn liczba zgonów zmniejszyła się o 35% (AAPC=-3,6%, p<0,05), u kobiet o 40% (AAPC=-3,2%, p<0,05) (Tabela 27).

Największa wartość surowego współczynnika umieralności u mężczyzn wykazano w grupie wieku 80 lat i więcej, w roku 2017 współczynnik osiągnął wartość wyższą niż w roku 1999 o 4,6% (AAPC=0,2%). U kobiet w wieku 80 lat i więcej w roku 2017 współczynnik wykazał wartość wyższą o 19.5% w porównaniu do roku 1999 (AAPC=0,7%). W grupie wieku 35-49 lat u obu płci wykazano zmniejszenie się wartości współczynnika w roku 2017 w porównaniu do roku 1999, u mężczyzn współczynnik był niższy o 31% (AAPC=-3,2%, p<0,05), u kobiet o niemal 36% (AAPC=-2,7%, p<0,05). Trendy surowego współczynnika umieralności u obu płci przebiegały równolegle w okresie analizy (Tabela 28).

Największą wartość standaryzowanego według wieku współczynnika umieralności u obu płci odnotowano w grupie wieku 80 lat i więcej. U mężczyzn w roku 2017 w grupie 80 lat i więcej odnotowano wzrost wartości współczynnika o 6,5% (AAPC=0,7%). Największe obniżenie wartości współczynnika u mężczyzn wykazano w grupie wieku 35-49 lat przy AAPC=-3,2% (p<0,05). U kobiet również największe obniżenie wartości współczynnika standaryzowanego wykazano w grupie wieku 35-49 lat (AAPC=-2,7%, p<0,05). Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności u mężczyzn i kobiet miały równoległy przebieg (Tabela 29).

**Tabela 28. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.28	0.10	-64.3	-1.7	-5.5;2.3	0.02	0.10	400	1.6	-3.66;7.2	p=0.465
<b>35-49</b>	3.71	2.55	-31.3	-3.2	-4.1;-2.3	2.08	1.34	-35.6	-2.7	-3.7;-1.6	p=0.465
<b>50-64</b>	23.49	22.00	-6.3	-0.1	-0.4;0.3	14.40	13.50	-6.2	-0.2	-1.3;1.0	p<0.05
<b>65-79</b>	53.28	54.63	2.5	0.2	-0.3;0.7	39.28	39.42	0.4	0.4	0;0.7	p=0.155
<b>80+</b>	70.94	74.18	4.6	0.2	-0.5;0.8	56.83	67.93	19.5	0.7	-0.5;1.9	p=0.741
<b>0-80+</b>	9.52	12.96	36.1	1.7	1.3;2.1	8.77	12.38	41.2	2.0	1.7;2.3	p=0.098

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

**Tabela 29. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017**

Grupy wieku	Mężczyźni					Kobiety					Test na równoległość trendów
	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	Współczynnik 1999	Współczynnik 2017	Zmiana <sup>a</sup> %	AAPC <sup>b</sup>	95%CI <sup>c</sup>	
<b>20-34</b>	0.30	0.09	-35.3	-3.0	-6.7;0.8	0.03	0.09	200	0	-5.0;5.3	p=0.413
<b>35-49</b>	3.68	2.78	-24.5	-2.4	-3.2;-1.5	2.02	1.45	-28.2	-1.8	-2.7;-0.8	p=0.390
<b>50-64</b>	23.49	20.35	-13.4	-0.8	-1.6;0.1	14.10	12.08	-14.3	-0.2	-0.6;0.2	p=0.020
<b>65-79</b>	53.30	55.85	4.8	0.3	-0.3;0.8	38.31	39.22	2.4	0.5	0.1;0.8	p=0.292
<b>80+</b>	70.80	75.42	6.5	0.7	-0.5;2.0	56.91	68.05	19.6	0.7	-0.5;2.0	p=0.589
<b>0-80+</b>	11.29	10.81	-4.3	-0.3	-0.7;0.1	7.55	7.39	-2.1	0	-0.2;0.3	p=0.025

a - różnica % między współczynnikiem w roku 1999 a 2017; b – średnia roczna zmiana procentowa wartości współczynnika; c – 95% przedział ufności

Dysproporcje na poziomie umieralności z powodu raka trzustki między mężczyznami i kobietami zwiększyły się w grupach wieku 35-49 lat oraz 65-79 lat ( $p<0,05$ ). W Polsce ogółem dysproporcja między płciami zmniejszyła się w roku 2017 w porównaniu do roku 1999 ( $p<0,05$ ) (Tabela 30).

**Tabela 30. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka trzustki w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017**

Grupy wieku	Rok	M/K <sup>a</sup>	95%CI <sup>b</sup>
20-34	1999	1.99	1.36;0.64
	2017	1.00	0.68;1.32
35-49	1999	1.82	1.72;1.92
	2017	1.92	1.80;2.04
50-64	1999	1.67	1.63;1.70
	2017	1.68	1.65;1.72
65-79	1999	1.39	1.38;1.40
	2017	1.42	1.41;1.43
80+	1999	1.24	1.24;1.25
	2017	1.11	1.11;1.11
0-80+	1999	1.50	1.40;1.60
	2017	1.40	1.39;1.53

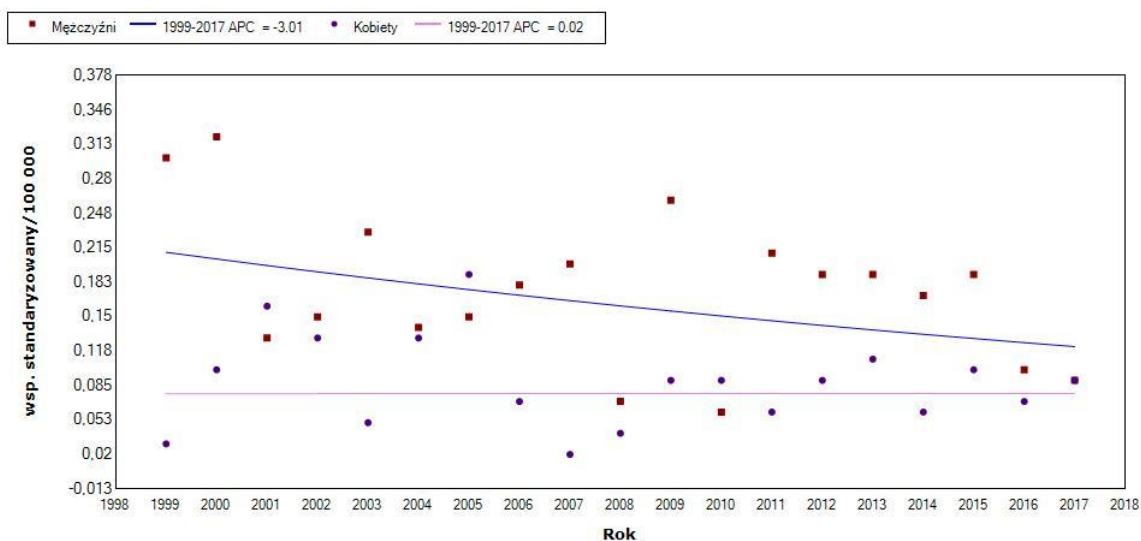
a - iloraz wartości współczynnika w populacji mężczyzn i kobiet

b - 95%CI – 95% przedział ufności

U mężczyzn w wieku 20-34 lata trend był malejący przez cały badany okres a roczna zmiana procentowa wynosiła -3.01%. U kobiet trend przebiegał na stałym poziomie (APC=0,02%). Nie wykazano istotności statystycznej dla wartości APC w tej grupie wieku (Rycina 34).

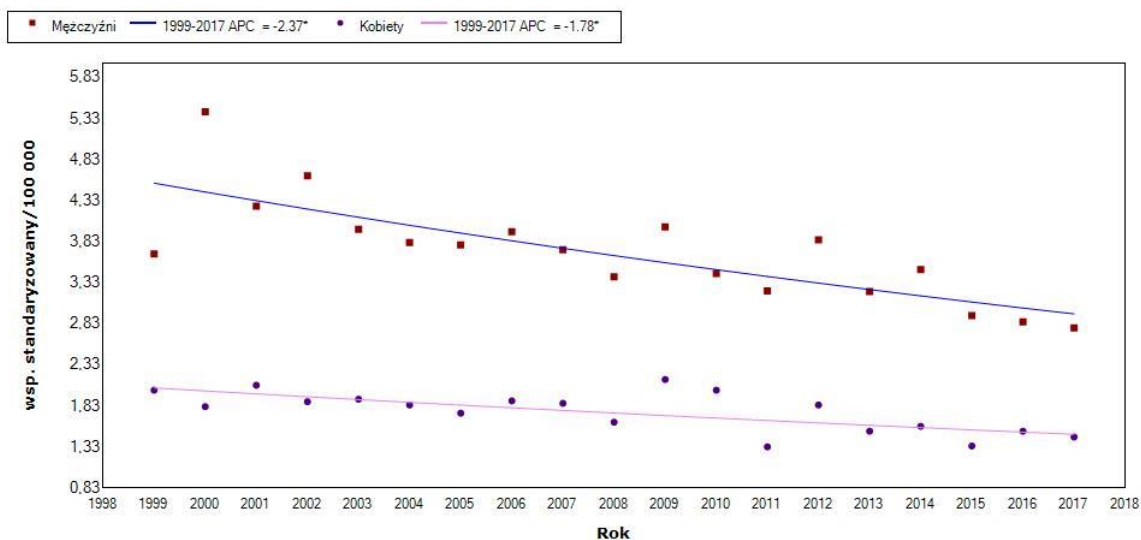
U obu płci w grupie wieku 35-49 lat trend standaryzowanego współczynnika umieralności był malejący. U mężczyzn roczna zmiana procentowa trendu wynosiła -2,37% ( $p<0,05$ ), a u kobiet APC= -1,78% ( $p<0,05$ ) (Rycina 35).

Rycina 34. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

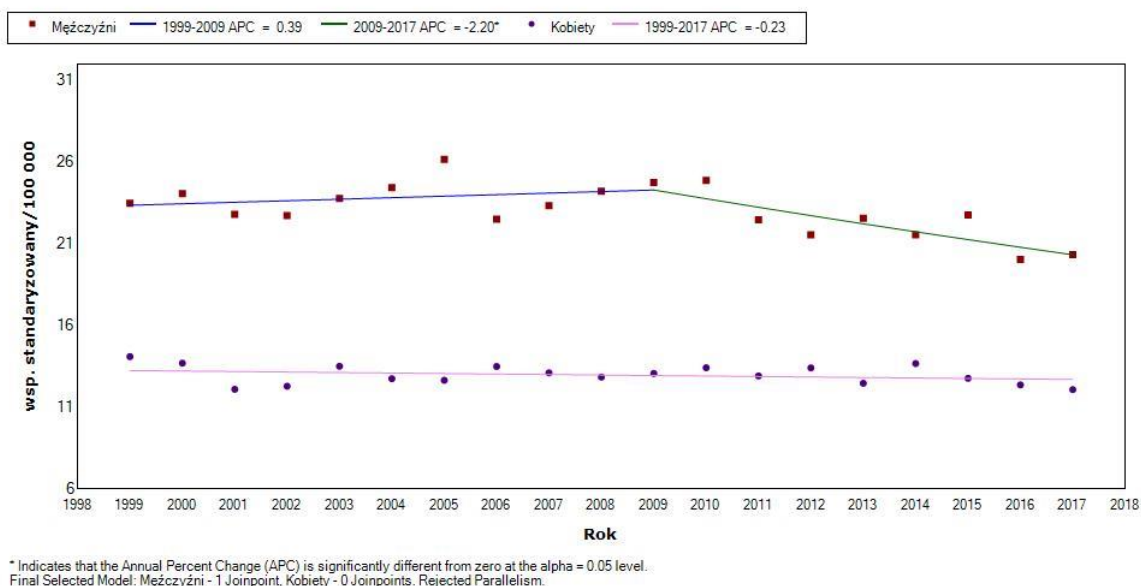
Rycina 35. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 0 Joinpoints versus Kobiety: 0 Joinpoints



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level. Final Selected Model: Mężczyźni - 0 Joinpoints, Kobiety - 0 Joinpoints. Failed to reject Parallelism.

W grupie wieku 50-64 lata u mężczyzn roczna zmiana procentowa standaryzowanego współczynnika umieralności do roku 2009 wynosiła 0,39%, w latach 2009-2017 trend zmienił swój kierunek i APC wynosiła -2,20% ( $p < 0,05$ ). U kobiet zmiany kierunku trendu zachodziły w dłuższym czasie a roczna zmiana procentowa wynosiła -0,23% (Rycina 36).

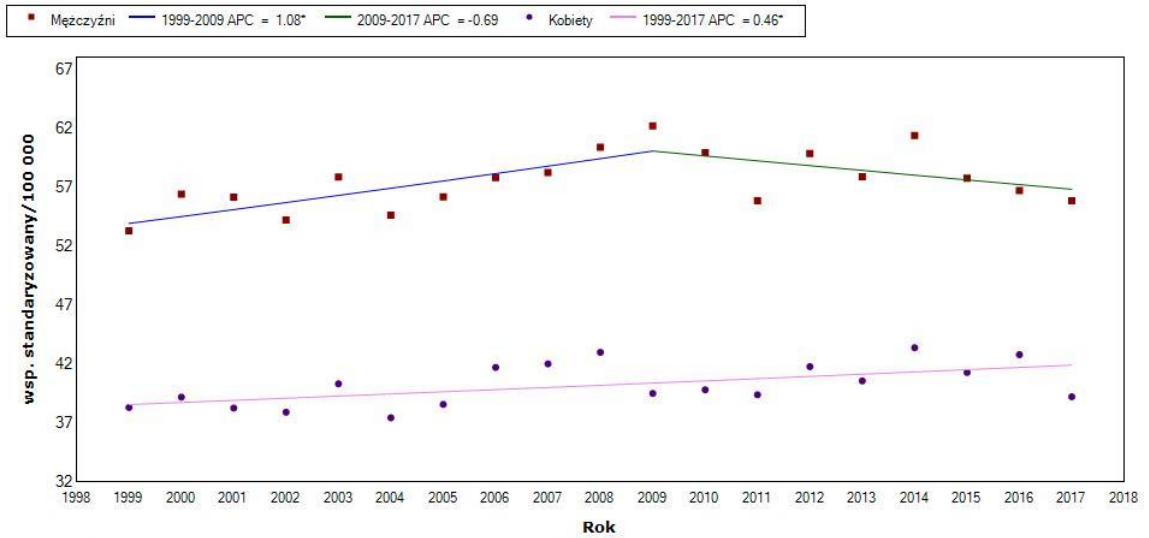
Rycina 36. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 0 Joinpoints



U mężczyzn w wieku 65-79 lat do roku 2009 odnotowano rosnący trend czasowy standaryzowanego współczynnika umieralności (APC=1,08%,  $p<0,05$ ). W 2009 roku nastąpiła zmiana kierunku trendu na malejący i w latach 2009-2017 roczna zmiana procentowa wynosiła -0,69%. U kobiet utrzymywał się trend rosnący przez cały badany okres, roczna zmiana procentowa wynosiła 0,46% ( $p<0,05$ ) (Rycina 37).

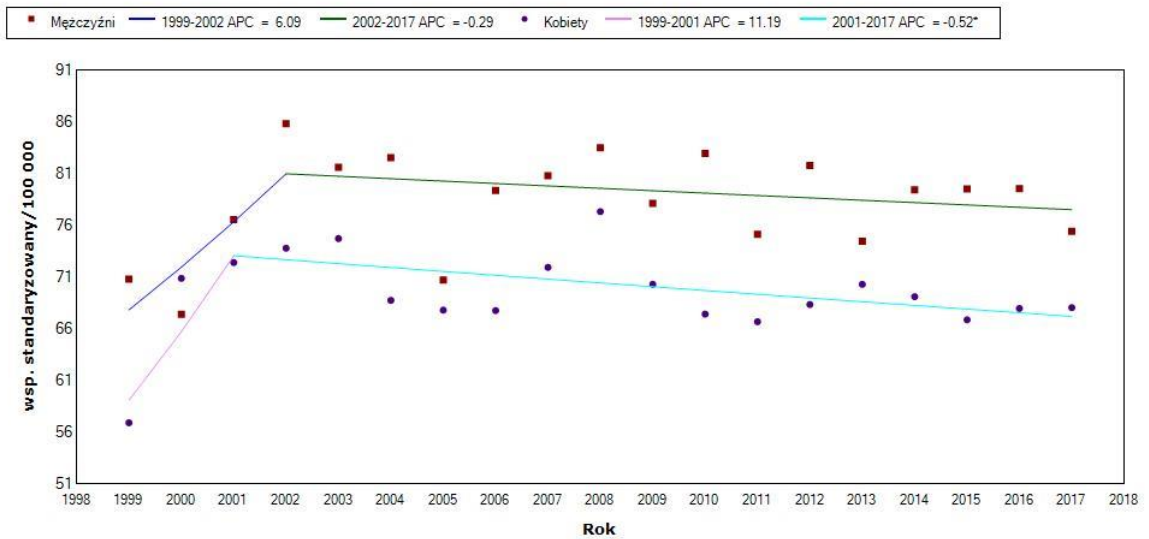
U mężczyzn w grupie wieku 80 lat i więcej do roku 2002 trend był rosnący (APC=6,09%), w roku 2002 trend zmienił swój kierunek i w latach 2002-2017 roczna zmiana procentowa wynosiła -0,29% - żadne z wartości APC nie uzyskało istotności statystycznej. U kobiet trend był rosnący do roku 2001 (APC=11,19%), następnie zmienił swój kierunek i do roku 2017 roczna średnia zmiana wynosiła -0,52% ( $p<0,05$ ) (Tabela 38).

**Rycina 37. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 0 Joinpoints**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.  
Final Selected Model: Mężczyźni - 1 Joinpoint, Kobiety - 1 Joinpoint. Failed to reject Parallelism.

**Rycina 38. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 80 lat i więcej lat w Polsce w latach 1999-2017: Mężczyźni: 1 Joinpoint versus Kobiety: 1 Joinpoint**



\* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.  
Final Selected Model: Mężczyźni - 1 Joinpoint, Kobiety - 1 Joinpoint. Failed to reject Parallelism.



## V. Dyskusja

W najbliższych latach nowotwory złośliwe mogą stać się główną przyczyną zachorowalności oraz umieralności na świecie. W przypadku wielu nowotworów znane są podstawowe czynniki ryzyka mające wpływ na ich rozwój. Mimo to rocznie odnotowuje się zwiększoną zapadalność na choroby nowotworowe. Przyjęte za standard dla wielu nowotworów granice wiekowe pacjentów włączanych do programów profilaktycznych nie mają już często zastosowania. Ważne jest aby zrozumieć, iż na przestrzeni lat zmieniła się struktura społeczeństwa, co za tym idzie zmieniła się również struktura zachorowań na nowotwory. Dlatego też, badania epidemiologiczne mają istotny wpływ na skuteczność prowadzonych działań w walce z rakiem, dostarczając kluczowych wskaźników umożliwiających kontrolę zachorowań oraz zgonów na poziomie populacji [20-21,53-54].

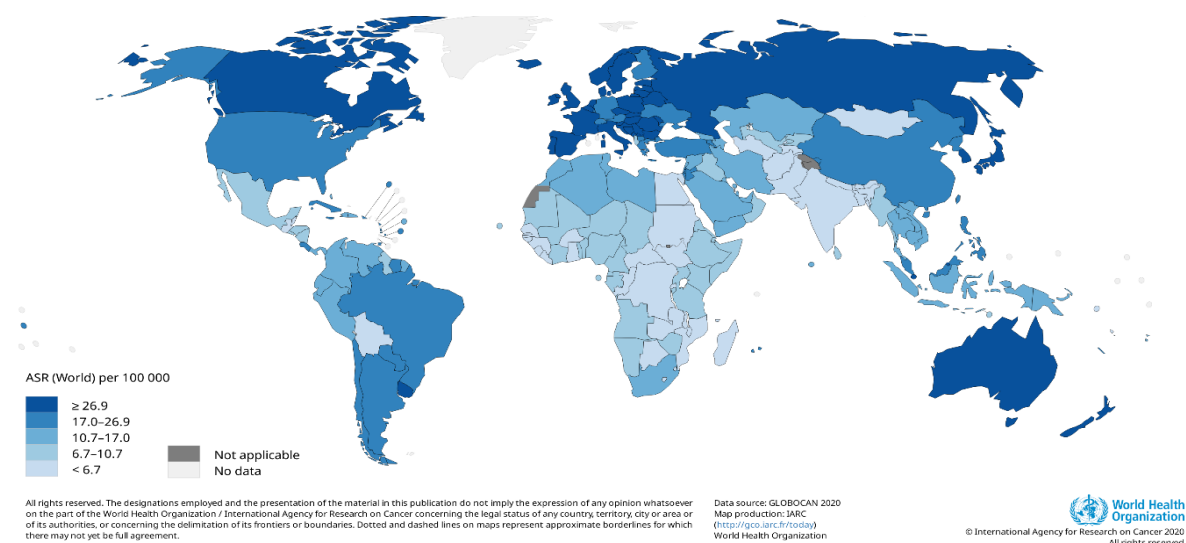
Nowotwory złośliwe przewodu pokarmowego były jednymi z najczęściej diagnozowanych nowotworów na świecie w 2020 roku [12]. Szczególną uwagę zwraca się na nowotwór żołądka oraz jelita grubego ze względu na ich stosunkowo wysoką zapadalność i umieralność. Wczesne wykrywanie choroby poprzez skuteczne programy profilaktyczne uważa się za podstawowy cel programów kontroli raka. Tworzenie i stałe uaktualnianie baz danych epidemiologicznych związanych z nowotworami złośliwymi jest konieczne do planowania działań z zakresu profilaktyki w sposób świadomy. Pozwala na kierowanie działań do odpowiednio dobranej populacji docelowej [55-57].

W prezentowanym badaniu wyłoniono trzy najczęstsze nowotwory złośliwe przewodu pokarmowego, które występują w populacji Polski. Zaliczono do nich nowotwór złośliwy żołądka (C16), jelita grubego (C18-C20), oraz trzustki (C25). Ta grupa nowotworów stanowiła w 2017 roku 20% wszystkich zachorowań oraz 28% wszystkich zgonów z powodu raka. W tym samym roku w Stanach Zjednoczonych nowotwory złośliwe układu trawiennego stanowiły 18,4% wszystkich zachorowań na nowotwory oraz 26% zgonów z tego powodu [58]. Brakuje opracowań mogących wskazać nowy kierunek prowadzenia działań z zakresu zarówno profilaktyki pierwotnej jak i wtórnej nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego. Największym i jedynym badaniem populacyjnym w Polsce jest badanie przesiewowe raka jelita grubego. Poza programami skierowanymi na wczesne wykrycie zmian nowotworowych przewodu pokarmowego, brak jest również w Polsce programów z zakresu profilaktyki

pierwotnej, które mogłyby wpływać na zmianę zachowań zdrowotnych we wszystkich grupach wiekowych i tym samym wpłynąć na zmniejszenie liczby nowych zachorowań.

### ***Zachorowalność na raka jelita grubego***

Rak jelita grubego jest najczęściej diagnozowanym nowotworem przewodu pokarmowego. Biorąc pod uwagę fakt, iż proces rozwoju choroby rozpoczyna się od występowania zmian łagodnych a czas ich transformacji w postać nowotworu złośliwego jest długi, jest to doskonały cel do badań przesiewowych. Prowadzenie badań populacyjnych raka jelita grubego pozwala na wykrycie zmian przednowotworowych (polipów gruczolakowatych) oraz raka we wczesnym etapie rozwoju choroby. Daje to szansę na zmniejszenie liczby nowych przypadków zachorowań oraz prowadzi do poprawienia przeżywalności osób, u których nowotwór jelita grubego został potwierdzony. Epidemiologia raka jelita grubego różni się między regionami świata, grupami wiekowymi, płcią czy rasą. Ogromny wpływ na dysproporcje w zachorowalności mają czynniki ryzyka. Należy pamiętać, iż rozwój ekonomiczny i społeczny podnosi również poziom narażenia ludności na czynniki kancerogenne, co istotnie przekłada się na pogorszenie sytuacji zdrowotnej ludności [57,59,60]. Dane opublikowane przez *WHO* i *IARC*, dotyczące roku 2020 wskazują znaczące różnice w zachorowalności na raka jelita w poszczególnych regionach świata. Najwyższe standaryzowane współczynniki zachorowalności na raka jelita grubego obserwuje się w krajach wysoko uprzemysłowionych, takich jak Australia czy Kanada i niektórych krajach europejskich, w tym również w Polsce (Rycina 39) [15].



**Rycina 39. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka jelita grubego na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

Istnieje również dysproporcja w strukturze zachorowań na raka jelita grubego na świecie względem płci. Udostępnione przez *WHO* i *IARC* dane wskazują na znacznie częstsze zachorowania na nowotwór złośliwy jelita u mężczyzn niż u kobiet [15]. Zostało to potwierdzone w prezentowanym badaniu. W Polsce w latach 1999-2017 również obserwowano dysproporcje zdrowotne w przypadku zachorowań między mężczyznami a kobietami. Liczby surowe zachorowań na raka jelita grubego były wyższe wśród mężczyzn w niemal wszystkich badanych grupach wiekowych. Wartości standaryzowanych współczynników zachorowalności były niemal dwukrotnie wyższe u mężczyzn ogółem (0-80 lat i więcej) niż u kobiet ogółem (0-80 lat i więcej). Najbardziej prawdopodobnym wytłumaczeniem tego zjawiska jest większe narażenie na czynniki raka jelita grubego wśród mężczyzn, aczkolwiek poznanie mechanizmów odpowiedzialnych za to, nie było przedmiotem dysertacji.

Opublikowane w 2021 roku badanie przeprowadzone na podstawie ogólnodostępnych danych epidemiologicznych z 36 państw świata, wykazało różnice w trendach zachorowalności na raka jelita grubego. Analizowane w badaniu dane dla poszczególnych krajów, w zależności od dostępności danych, dotyczyły następujących ram czasowych: 2007-2016, 2006-2015, 2005-2014. Wykazano, że częstość występowania raka okrężnicy wzrosła w 10 z 36 analizowanych krajów (wszystkie z nich to kraje Azji lub Europy), największy wzrost odnotowano w Indiach, a następnie w Polsce. We wszystkich przypadkach to mężczyźni byli bardziej obciążeni ryzykiem wystąpienia choroby. Zmniejszenie zachorowań odnotowano m.in. w Stanach Zjednoczonych oraz w Izraelu. We wszystkich krajach Ameryki Północnej odnotowano spadek zachorowalności u osób w wieku powyżej 50 lat, szczególnie wśród kobiet, co pośrednio może świadczyć o skuteczności wdrożonego programu badań przesiewowych w tym regionie [61].

W Polsce w latach 1999-2017 analiza liczb zachorowań również potwierdziła w sposób istotny statycznie wzrost nowych przypadków u obu płci. Liczba nowych zachorowań wśród mężczyzn wzrosła niemal dwukrotnie w porównaniu do roku bazowego badania. Trendy czasowe w przeprowadzonym badaniu również przedstawiają znaczny wzrost obciążenia mężczyzn nowotworem złośliwym jelita grubego. U kobiet odnotowane wartości standaryzowanego współczynnika zachorowalności osiągnęły niższą wartość niż u mężczyzn, a tempo wzrostu było niższe. Wykazano również niewielką tendencję malejącą u kobiet w wieku 80 lat i więcej. Dysproporcje w strukturze zachorowalności mogą świadczyć o większej świadomości kobiet o konieczności poddawania się badaniu przesiewowemu jakim

jest kolonoskopia. Kobiety mogą również prowadzić zdrowszy tryb życia niż mężczyźni co może skutkować niższą liczbą nowo diagnozowanych przypadków.

Pierwsze dowody, które ukazują sukces prowadzenia działań z zakresu profilaktyki pierwotnej pochodzą ze Stanów Zjednoczonych i dotyczą okresu 1975-2000. Szacuje się, że w okresie objętym badaniem zachorowalność na raka jelita obniżyła się o ponad 20%, z czego niemal połowa w wyniku zmniejszenia ekspozycji ludności na czynniki ryzyka. Pozostały sukces dedykowany jest prowadzeniem badań populacyjnych oraz łatwej dostępności do badań diagnostycznych [62]. Niestety faktem jest, że zgłaszalność na badania przesiewowe raka jelita w Polsce jest wciąż na bardzo niskim poziomie. Skutkiem tego są nowotwory rozpoznawane w momencie wysokiego zaawansowania klinicznego choroby [63-65].

W Stanach Zjednoczonych po wprowadzeniu badania przesiewowego w kierunku raka jelita grubego zauważono wzrost zachorowań na raka wśród młodych dorosłych. Badanie wykazało, że w latach 1998-2009 wzrosła częstość występowania choroby wśród rasy białej niebędącej Latynosami [66]. W Polsce w latach 1999-2017 analiza trendów czasowych standaryzowanego współczynnika zachorowalności również wykazała rosnący kierunek trendu dla grupy wieku 34-49 lat u obu płci. Pomimo niewielkiego zmniejszenia się surowej liczby zachorowań na raka jelita zmiany zachodzące w tej grupie wieku wykazują, iż trend pozostawał rosnący przez cały badany okres. Biorąc pod uwagę wyniki analizy w 15-letnich grupach wieku i rosnącą wartość standaryzowanego współczynnika zachorowalności postanowiono rozszerzyć analizę dla grupy wieku 35-49 lat w oparciu o trzy grupy wieku: 35-39 lat, 40-44 lata oraz 45-49 lat. Analiza trendów czasowych w 5-letnich grupach wieku wykazała rosnący kierunek trendu we wszystkich grupach wiekowych. Trendy czasowe zarówno dla mężczyzn i kobiet uzyskały porównywalną wartość, nie odnotowano dysproporcji zdrowotnych między płciami.

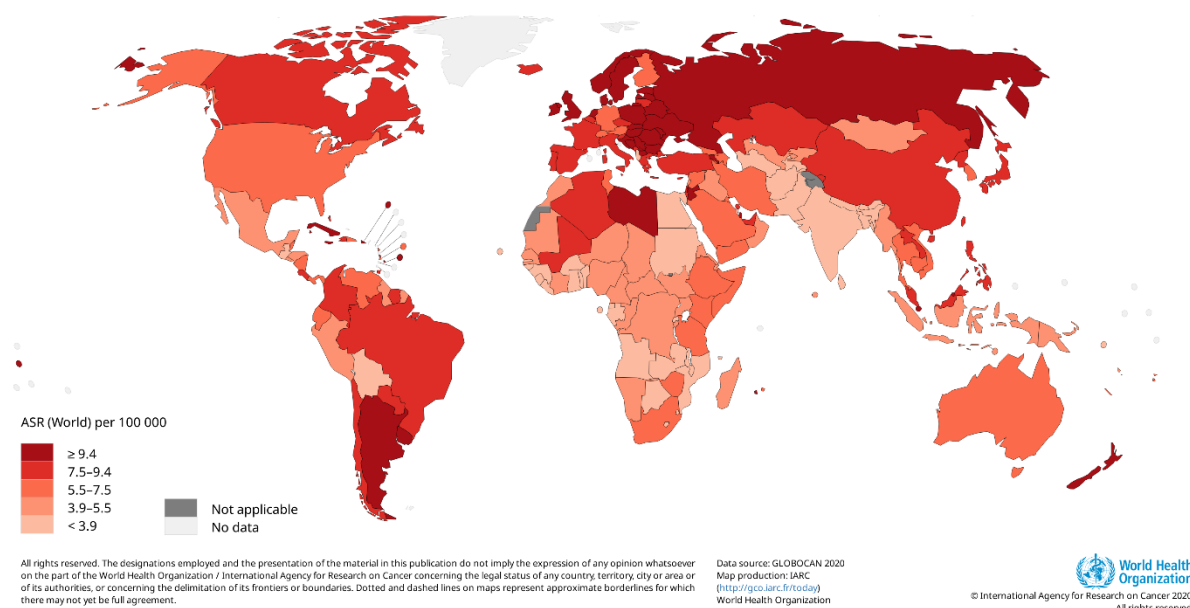
W Polsce ze grupę najbardziej obciążoną rakiem jelita grubego przyjmuje się osoby powyżej 50 roku życia i właśnie dla tej grupy pacjentów zaleca się przeprowadzenie badań przesiewowych w kierunku nowotworu złośliwego jelita [33]. Aktualnie z dostępnych światowych danych wynika, iż zasadne jest rozważenie zmiany populacji docelowej do badań przesiewowych. Na dzień dzisiejszy nie ma bezpośrednio określonych przyczyn rosnącego trendu zachorowań na raka jelita grubego w populacji młodszej niż 50 lat. Przewidywać jednak można, iż znaczący wpływ na pogarszającą się sytuację zdrowotną młodego społeczeństwa ma duża ekspozycja na czynniki ryzyka. Otyłość, palenie tytoniu, spożywanie alkoholu – to tylko

część z czynników, na które narażona jest ludność. Aktualne badania donoszą, że poprzez próbę zmiany zachowań społecznych, zwiększenie świadomości ludności o prozdrowotnym wpływie aktywności fizycznej, diety bogatej w warzywa i owoce oraz programy wczesnego wykrywania raka możliwe jest wyhamowanie tempa wzrostu trendów i tym samym zmniejszenie liczby nowych zachorowań [38,40,67-68]. Biorąc pod uwagę ograniczoną skuteczność prewencji pierwotnej oraz uzyskane dane wskazujące na dużą częstość raka jelita grubego w polskiej populacji u osób poniżej 50 roku życia, wyniki prezentowanej pracy powinny być wzięte pod uwagę w ustaleniu granicy rozpoczęcia badań przesiewowych w przyszłości.

Ograniczeniem prezentowanego badania jest brak możliwości uwzględnienia dokładnej lokalizacji anatomicznej rozpoznanych raków jelita grubego. Zgłaszalność nowotworu złośliwego jelita grubego w Polsce realizowana jest przy zastosowaniu podziału według lokalizacji zmiany nowotworowej (zgodnie z ICD10). Biorąc pod uwagę trudność z oznaczeniem granicy anatomicznej występujących w jelicie zmian, w prezentowanym badaniu odstąpiono od rozróżnienia lokalizacji zmiany nowotworów wg klasyfikacji ICD10. Celem zmniejszenia możliwości błędnej interpretacji uzyskanych wyników, zarejestrowane przez KRN przypadki nowotworu jelita grubego analizowano zbiorczo.

### ***Umieralność z powodu raka jelita grubego***

W 2020 roku, według danych opublikowanych przez *WHO* i *IARC*, Polska była jednym z krajów o najwyższym standaryzowanym współczynniku umieralności z powodu raka jelita grubego. Pozostałe kraje wskazane w opracowaniu to m.in. Słowenia, Norwegia czy Estonia. Udostępnione dane wskazują również na istotną dysproporcję w umieralności mężczyzn w stosunku do kobiet – standaryzowany współczynnik umieralności mężczyzn na świecie był 1,5 razy wyższy niż u kobiet [15]. W 2017 roku w Polsce odnotowano ponad 12 tysięcy zgonów z powodu raka jelita grubego, co w porównaniu do roku 1999 dało wzrost o ponad 160%. W strukturze zgonów prawie 60% dotyczyło mężczyzn.



**Rycina 40. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

Zgodnie z analizą przeprowadzoną w 39 krajach świata, w 24 krajach, m.in. zmniejszyła się, w tym w Ameryce Północnej, Oceanii i większości krajów europejskich, umieralność zmniejszyła się. Niemniej jednak niektóre kraje z Azji, Ameryki Łacińskiej i Europy Południowej odnotowały znaczny wzrost umieralności z powodu raka jelita grubego. Współczynniki umieralności w głównej mierze zmniejszyły się wśród kobiet. Chociaż wartość współczynnika zmalała w większości krajów rozwiniętych, szacuje się, że bezwzględna liczba zgonów będzie dalej rosła w wyniku starzejącej się populacji [61].

W prezentowanym badaniu własnym wykazano wzrost wartości standaryzowanego współczynnika umieralności zarówno wśród mężczyzn jak i kobiet. Znacznie wyższe wartości współczynnika uzyskano w populacji mężczyzn, co wskazuje na większe narażenie tej populacji na wstąpienie zgonu z powodu raka jelita grubego. Zjawisko wyższej umieralności wśród mężczyzn może być związane z mniejszą świadomością tej grupy populacji o narażeniu płynącym z występowania choroby. Dodatkowym aspektem mogącym wpływać na zwiększenie dysproporcji w strukturze zgonów z powodu raka jelita grubego może być obawa mężczyzn przed wykonaniem kolonoskopii. Zwiększenie świadomości społecznej może pozwolić na wyhamowanie rosnącego trendu umieralności.

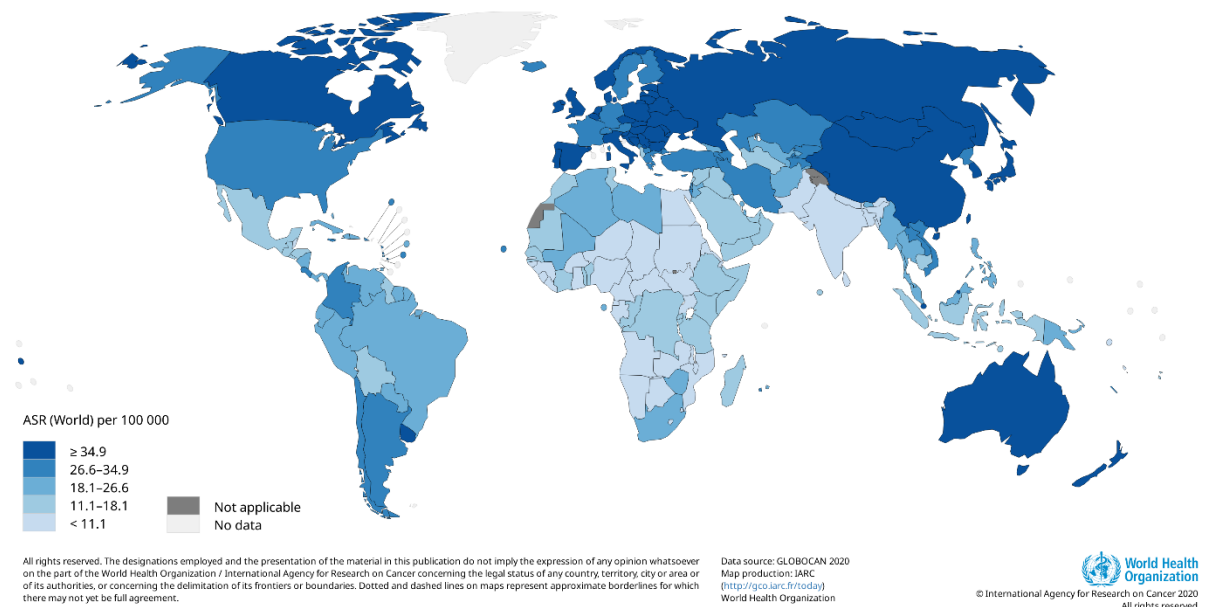
Biorąc pod uwagę liczbę zgonów w populacji 45-49 można stwierdzić, iż na przestrzeni lat objętych badaniem doszło do zmniejszenia liczby rejestrowanych przypadków. Jednak analiza trendów czasowych swoistego współczynnika umieralności wykazała rosnący charakter

trendu w 5-letnich grupach wieku – 35-39 lat, 40-44 lat, 45-49 lat - u mężczyzn. U kobiet istotnie statystyczna zmiana kierunku trendu na malejący zaszła w 2005 roku w grupie wieku 44-49 lat. Rosnące trendy czasowe w populacji mogą sugerować, iż pacjenci w wieku młodszym niż 50 lat na przestrzeni ostatnich dekad stali się populacją tak samo narażoną na zachorowanie oraz zgon z powodu raka jelita grubego co populacje aktualnie przyjmowane za standard do badań przesiewowych.

Przedstawione badanie może dowodzić zmieniającej się sytuacji zdrowotnej społeczeństwa. Brak zmian w obszarze działań z zakresu profilaktyki pierwotnej oraz wtórnej może doprowadzić do pogorszenia się zmiany zdrowotnej populacji. Wydaje się, iż obniżenie wieku badań przesiewowych może pozytywnie wpłynąć na sytuację zdrowotną ludności w zakresie nowotworów złośliwych jelita grubego. Kolonoskopia jako badanie o wysokiej czułości (>95%), pozwalające wykryć nie tylko zmiany nowotworowe ale także zmiany przedrakowe, jest najskuteczniejszą metodą w walce z rosnącym odsetkiem zgonów [72-73].

### ***Zachorowalność na raka żołądka***

Z danych udostępnionych przez *WHO* i *IARC* wynika, że najwyższe wartości standaryzowanego współczynnika zachorowalności na świecie w 2020 roku odnotowano w Japonii oraz w Korei [15]. Polska w 2020 roku należała do grupy krajów świata o największym współczynniku umieralności z powodu raka żołądka (Rycina 41). Od połowy XX wieku w krajach rozwiniętych, takich jak Ameryka Północna, Europa Północna czy Australia obserwuje się stałe obniżenie zachorowalności na raka żołądka. W krajach o najwyższych wskaźnikach zachorowalności (np. Japonia) obserwuje się opóźnione tendencje obniżenia zachorowalności [74].



**Rycina 41. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka żołądka na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

Wyniki dostępnych badań naukowych wskazują, iż częstość występowania raka żołądka wzrasta z wiekiem i dotyczy najczęściej pacjentów po 70 roku życia. Badania wskazują jednak, że około 10% wszystkich rozpoznań dotyczy populacji w wieku 45 lat i młodszej [35,74-75]. Przeanalizowane dane potwierdzają tę hipotezę w odniesieniu do populacji Polski. Zarówno wśród mężczyzn jak i wśród kobiet największą liczbę zachorowań odnotowano w grupie wieku 65-74 lata.

Przed rozpoczęciem prezentowanego badania założono wzrost zachorowań oraz zgonów z powodu nowotworu złośliwego żołądka w populacji Polski. Badanie wykazało jednak, że w przypadku nowotworu złośliwego żołądka doszło do zmniejszenia się liczb surowych diagnozowanych przypadków oraz zgonów z tego powodu. Analiza wykazała aż 11% zmniejszenie liczby zachorowań w populacji ogółem. Zarówno z zestawienia liczb surowych jak i wartości współczynników surowych lat krańcowych badania wykazało, iż w każdej grupie wieku u obu płci dochodzi do pozytywnych zmian w sytuacji zdrowotnej ludności Polski. Wydaje się, że wpływ na zmniejszenie liczby zachorowań miało zmniejszenie spożycia w populacji produktów wędzonych oraz peklowanych. Dodatkowo duży wpływ na to zjawisko ma również stosowanie skutecznej eradykacji *H. pylori* [76].

Polska charakteryzuje się średnią zachorowalnością na nowotwór złośliwy żołądka. Niestety, w większość postawionych rozpoznań raka u pacjentów ma miejsce w zaawansowanym stadium choroby, gdzie nie jest możliwe zastosowanie leczenia



chirurgicznego. Największy wpływ na zaistniałą sytuację ma brak działań z zakresu profilaktyki pierwotnej oraz wtórnej. Aktualne dane przedstawiają, że jedynie w Japonii realizowane są badania przesiewowe, które umożliwiają wykrycie zmian chorobowych we wczesnym stadium rozwoju choroby. To badanie przesiewowe kierowane jest do osób powyżej 40 roku życia. Z badań wynika, iż w krajach azjatyckich śmiertelność na raka żołądka znacząco spadła [76-77]. Aktualnie w Polsce tylko około 8% wszystkich rozpoznań dotyczy wczesnego raka żołądka, a zdecydowana większość rozpoznań dotyczy zmian wykrytych przypadkowo [74,75].

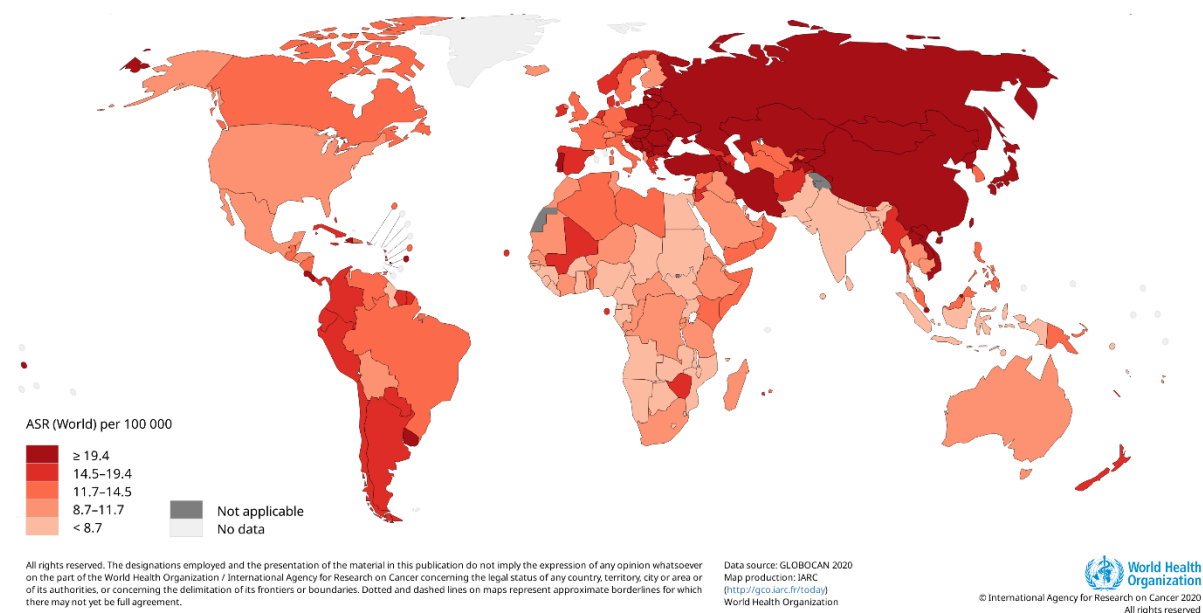
Dostępne opracowania podkreślają, że nowotwór złośliwy żołądka jest tym rodzajem nowotworu, na którego rozwój wpływ mają nawyki żywieniowe. Rodzaj spożywanych pokarmów, sposób ich przetwarzania i przechowywania może być silnym czynnikiem ryzyka wystąpienia choroby. Udowodniono, że posiłki z dużą zawartością soli, wędzone czy smażone mają działanie kancerogenne [70-73]. Niewątpliwie istotna w walce z rakiem żołądka jest również eradykacja *H. pylori*. Przeprowadzone badania wskazują, że przebyta eradykacja *H. pylori* wpływa korzystnie na zmniejszenie ryzyka wystąpienia raka żołądka [78].

Poprzez realizację działań z zakresu profilaktyki pierwotnej oraz aktywności skierowane na uświadamianie populacji o czynnikach ryzyka i wpływie zdrowej diety na stan zdrowia możliwe jest zmniejszenie liczby diagnozowanych przypadków. Dostępna wiedza o rosnącej liczbie zachorowań po 50 roku życia, szczególnie wśród mężczyzn, może stanowić podstawę do stworzenia odpowiedniego programu profilaktycznego, w którym możliwe będzie wykrycie zmian chorobowych w ich wczesnym stadium i podjęcia działań terapeutyczno-leczniczych.

### ***Umieralność z powodu raka żołądka***

W 2020 roku, podobnie jak w przypadku zachorowalności tak samo w przypadku umieralności Polska posiadała jeden z najwyższych standaryzowanych współczynników umieralności na świecie (Rycina 43). Mimo zmniejszającej się liczby zgonów, rak żołądka nadal stanowi drugą przyczynę zgonów z powodu nowotworów złośliwych na świecie. Biorąc pod uwagę wskaźnik 5-letnich przeżyć zauważyć można, że tylko 20% pacjentów ze zdiagnozowanym nowotworem żołądka przeżyje ten okres od diagnozy. Najbardziej narażeni na wystąpienie choroby i zgon z jej powodu są mężczyźni [75;79-81].

W prezentowanym badaniu wskazano, że w Polsce w latach 1999-2017 rak żołądka był drugą przyczyną zgonu z powodu nowotworów układu trawiennego [22].



**Rycina 42. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka żołądka na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

Dane zbierane i udostępniane przez *WHO* oraz *IARC* wykazują znaczące dysproporcje w umieralności z powodu raka żołądka. Dane z 2020 roku wskazują, że u mężczyzn standaryzowany współczynnik umieralności na świecie wynosił 22,0/100 tys., podczas gdy u kobiet odnotowano współczynnik o wartości 12,1/100 tys. [15]. W Polsce w latach 1999-2017 również wykazano wyższą umieralność u mężczyzn niż u kobiet w każdej poddanej analizie grupie wieku. Zauważalne jest jednak, iż trendy umieralności w populacji mężczyzn zmieniały swój kierunek w szybszym tempie niż w populacji kobiet. Można więc domniemywać, że przy zachowanej tendencji malejącej trendu i tempie zachodzących zmian liczby zgonów między płciami może dojść do zniwelowania dysproporcji zdrowotnych w zakresie umieralności na raka żołądka.

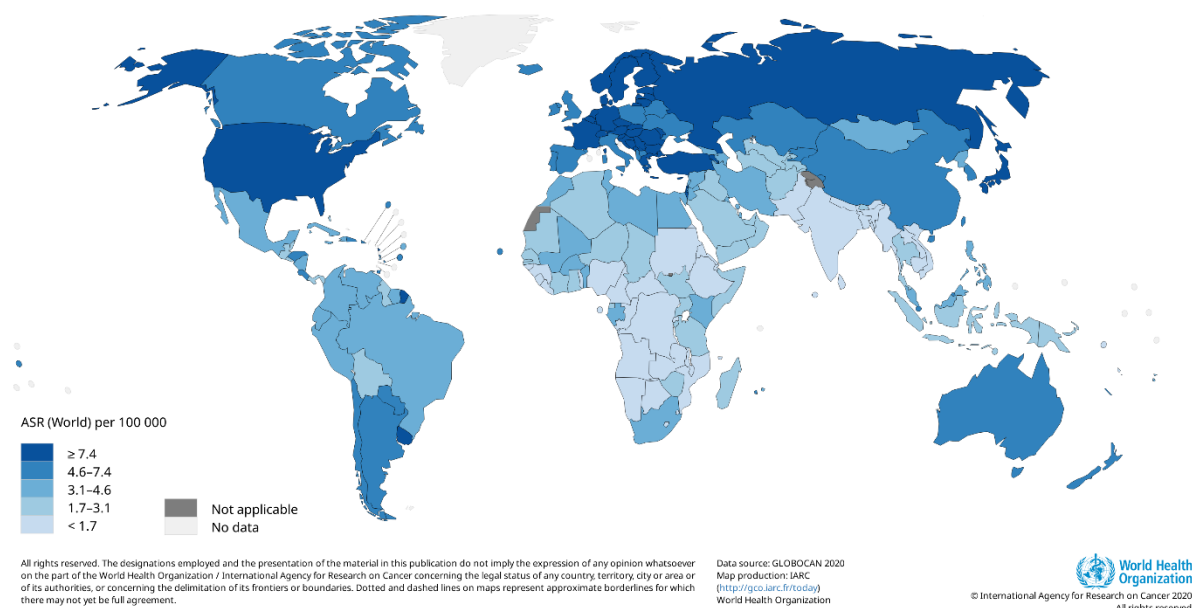
Na całym świecie liczba zgonów z powodu raka żołądka zmniejszyła się w ciągu ostatnich dziesięcioleci [82]. W różnych regionach świata zmiany te zachodziły jednak w różnym tempie. Dane wskazują, że tendencja malejąca w liczbie stwierdzonych zgonów z powodu nowotworu złośliwego żołądka najpóźniej rozpoczęła się w Europie Południowej czy w Ameryce Łacińskiej [83-84]. W badaniu własnym również wykazano zmniejszenie liczby

zgonów z powodu raka żołądka. Zmiana procentowa u mężczyzn wynosiła ponad 18% ( $p < 0,05$ ) a u kobiet 15% ( $p < 0,05$ ). Również wartości standaryzowanych współczynników umieralności w roku 2017 zmniejszyły swoją wartość w porównaniu do roku 1999. Zmniejszająca się liczba zgonów z powodu raka żołądka wynika głównie ze zmniejszającej się liczby zachorowań, co wiąże się głównie z poprawy sytuacji społeczno-ekonomicznej populacji. Dodatkowym aspektem wpływającym na poprawienie sytuacji zdrowotnej ludności w zakresie nowotworu złośliwego żołądka jest niższa liczba nowych przypadków zakażenia *H. pylori*. Można więc postawić hipotezę, że malejący trend umieralności z powodu raka żołądka na całym świecie posiada ten sam ogólny wzorzec i nie jest związany z interwencjami, które zostały specjalnie zaplanowane w celu walki z rakiem.

Po przeanalizowaniu dostępnego piśmiennictwa na temat raka żołądka można stwierdzić, iż żadne z dostępnych opracowań nie wprowadza zaleceń w zakresie działań dotyczących profilaktyki raka żołądka. Dostępne prace przedstawiają natomiast nowe informacje na temat zagrożeń płynących ze stylu życia populacji, które wpływają na występowanie choroby. Płynące z analizy własnej dane wskazują, iż mimo zmniejszania się liczby nowych zachorowań oraz liczby stwierdzonych zgonów z powodu raka żołądka, nadal jest to jeden z najczęściej występujących nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego w Polsce. Ważne jest więc aby rozpocząć działania populacyjne w walce z tą chorobą poprzez programy skierowane do grup docelowych, które są najbardziej zagrożone wystąpieniem choroby.

### ***Zachorowalność na raka trzustki***

Nowotwór złośliwy trzustki diagnozowany jest rocznie u prawie 300 tys. osób na całym świecie, a częstość jego występowania rośnie gwałtownie. Najczęściej rak trzustki diagnozowany jest u pacjentów w starszym wieku. Struktura zapadalności na raka trzustki jest różna w różnych regionach świata, jednak dostępne dane wykazują, że liczba zachorowań jest 3-4 razy wyższa w krajach rozwiniętych. [85-88]. Według udostępnionych przez WHO i IARC informacji, w 2020 roku największą wartość standaryzowanego współczynnika zachorowalności odnotowano w Stanach Zjednoczonych oraz w krajach europejskich (Rycina 43). Najniższe wartości współczynnika zarejestrowano natomiast m.in. w krajach afrykańskich [15]. Zjawisko to może mieć związek z różnicą w poziomie dostępności do najnowszych metod diagnozowania oraz narażeniem na czynniki ryzyka.



**Rycina 43. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka trzustki na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

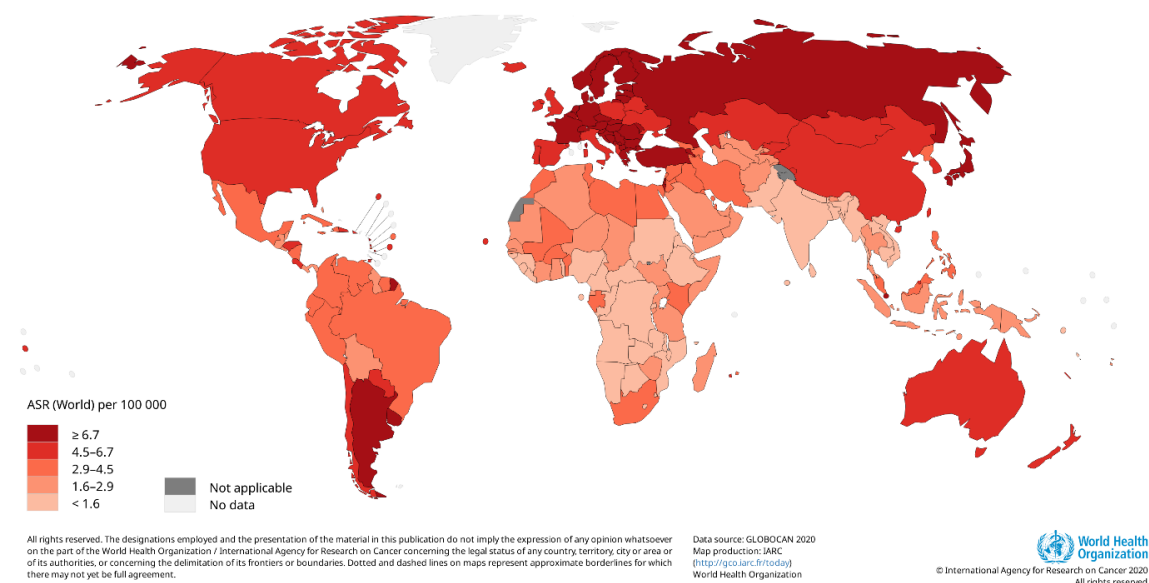
Zgodnie z wynikami badań z 2012 roku istnieją dysproporcje w zachorowalności na raka trzustki na świecie pod względem płci. W 2012 roku zachorowalność u mężczyzn (ASR=4,9/100 tys.) była wyższa niż u kobiet (ASR=3,6/100 tys.). Analiza zachorowań w podziale na płeć potwierdza również najwyższe wartości współczynnika w krajach o najwyższych wskaźnikach rozwoju gospodarczego. Wskaźniki zapadalności rosną wraz z wiekiem, ponad połowa przypadków diagnozowana jest po 55 roku życia [89]. W Polsce w latach 1999-2017 mężczyźni również byli bardziej narażeni na wystąpienie choroby. Wyniki badania wykazały jednak zachodzące zmiany w strukturze zachorowań w Polsce. Prezentowane badanie wykazało, że mężczyźni do 64 roku życia chorowali częściej niż kobiety, natomiast od 65 roku życia rak trzustki częściej występował u kobiet. W Polsce w okresie objętym badaniem to właśnie kobiety w wieku 65 lat i więcej stanowiły większy odsetek zachorowań.

W przypadku nowotworu złośliwego trzustki zidentyfikowano niewielką liczbę możliwych czynników wpływających na rozwój choroby. W świetle dostępnych badań, oczywistym czynnikiem ryzyka staje się wspomniany wcześniej wiek oraz płeć męska. Zauważono również silną korelację wystąpienia raka trzustki ze stylem życia - nadmierne spożywanie alkoholu, prowadzące często do przewlekłego zapalenia trzustki, palenie tytoniu oraz otyłość to kolejne ze znanych już prekursorów choroby. Opublikowane badania wykazały, że wśród populacji borykającej się z otyłością istnieje zwiększone nawet do 60% ryzyko zachorowania [89-90].

Brak wyraźnych objawów chorobowych raka trzustki oraz trudność w postawieniu diagnozy w jej wczesnym stadium sprawia, że jest to nowotwór o bardzo wysokiej umieralności. Dodatkowym utrudnieniem w rozpoznawaniu choroby jest brak skutecznej metody diagnostycznej, która mogłaby zostać użyta w badaniach populacyjnych. Jednak biorąc pod uwagę fakt, iż znane jest narażenie płynące ze stylu życia na rozwój choroby stwierdzić można, że istnieje możliwość podjęcia walki z narastającymi liczbami zachorowań. Przygotowanie programu profilaktycznego, który mógłby skutecznie wpłynąć na zmianę stylu życia ludności oraz pomóc ludności z otyłością w normalizacji masy ciała wydaje się być jednym z kierunków mogących pomóc w walce z rakiem trzustki.

### ***Umieralność z powodu raka trzustki***

W przypadku nowotworu złośliwego trzustki zauważa się wysoki poziom śmiertelności. Badania wykazują, że stwierdzone liczby zgonów niemal pokrywają się z liczbami zachorowań [89]. Jest to spowodowane dużą agresywnością nowotworu oraz mało efektywnymi działaniami terapeutycznymi w tym nowotworze. W przypadku raka trzustki wskaźnik 5-letnich przeżyć wynosi zaledwie 5%. Wysoka śmiertelność jest również podyktowana faktem, iż u ponad 80% pacjentów zmiana nowotworowa jest niemożliwa do usunięcia bądź występują już przerzuty do innych narządów [85,90-92]. Według udostępnionych przez *WHO* i *IARC* danych, w 2020 roku największą wartość standaryzowanego współczynnika umieralności odnotowano głównie w krajach Europy Zachodniej oraz Północnej (Rycina 43) [15].



**Rycina 44. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka trzustki na świecie w 2020 roku (GLOBOCAN 2020) [15]**

Niepodważalne powiązanie wieku z wystąpieniem choroby oraz zgonu z jej powodu pozwala na postawienie hipotezy, że rosnące liczby zgonów z powodu raka trzustki, podyktowana jest również starzeniem się populacji świata [88]. Jak już wcześniej wspomniano, w Polsce również obserwuje się starzenie się społeczeństwa. Wykazane w badaniu własnym informacje o liczbie zgonów z powodu raka trzustki udowadniają, iż dane dla świata mają odzwierciedlenie w danych dla Polski. Najwyższą umieralność wśród obu płci odnotowano w grupie wieku 65-79 lat, częściej umierali jednak mężczyźni. W grupie wieku 80 lat i więcej to kobiety umierały znacznie częściej. Warto również zwrócić uwagę, że przez cały okres objęty analizą różnica w liczbie zgonów między płciami w Polsce powoli zanika.

Oczywiście w wielu badaniach zwraca się również uwagę na rodzinne uwarunkowania w procesie rozwoju raka trzustki. Wyniki przeanalizowanych badań wskazują jednak, że zaledwie wśród 5-10% pacjentów ze zdiagnozowaną chorobą stwierdza się wywiad rodzinny raka trzustki. Dodatkowo ze względu na powszechność nowotworu złośliwego trzustki osoby w rodzinie chorego mogą być dotknięte pojawieniem się zmian nowotworowych trzustki zupełnie przypadkiem. Nie należy jednak bagatelizować osób zdrowych z rodzin pacjentów, u których stwierdzono co najmniej dwóch chorych krewnych. Dostępne prace naukowe wskazują zasadność w przeprowadzaniu badań profilaktycznych w tej populacji, szczególnie u osób po 50 roku życia [90-91,93].

Dalsze badania związane z czynnikami ryzyka zachorowania na nowotwór złośliwy trzustki są kluczowe aby zwiększyć wskaźnik przeżywalności tych pacjentów. Wprowadzenie badań przesiewowych w populacji wysokiego ryzyka wydają się być zasadne biorąc pod uwagę korzyści płynące z wykrycia zmiany w jej wczesnym stadium i podjęciem leczenia. Mowa również o możliwych do uzyskania korzyściach dla systemu ochrony zdrowia, które związane są ze zminimalizowaniem kosztów leczenia i prowadzenia długotrwałej terapii w odróżnieniu od pacjentów z zaawansowanym stadium choroby. Pozostała część populacji powinna zatem zostać objęta działaniami z zakresu profilaktyki pierwotnej. Identyfikacja w populacji modyfikowalnych czynników ryzyka oraz ich kontrola w populacji powinna nabrać nowego znaczenia w walce z rakiem trzustki [94-96].

### ***Ocena jakości danych i ograniczenia pracy***

W Polsce jednostką powołaną do interpretacji danych epidemiologicznych związanych z nowotworami złośliwymi jest Krajowy Rejestr Nowotworów. Jednostka ta działa na zasadach określonych w Ustawie o Statystyce Publicznej z 1995 roku oraz wydawanych rozporządzeń Ministra Zdrowia. Dane w KRN zbierane są na podstawie Karty Zgłoszenia Nowotworów Złośliwych (MZ/N-1a). Na podstawie dokumentu możliwe jest dokonanie analizy nowych zachorowań oraz zgonów i przeprowadzenie analiz szczegółowych dotyczących m.in. wieku pacjenta, miejsca zamieszkania (miasto/wieś) czy płci.

Jakość zgłaszanych z ośrodków diagnostycznych danych w dużej mierze zależy od kontroli merytorycznej wojewódzkich biur rejestracji KRN. Dodatkowym aspektem mającym wpływ na jakość zgłaszanych danych ma dokładność wypełnienia karty przez ośrodki zgłaszające. W prowadzeniu analiz epidemiologicznych istotna jest również kompletność danych, które są często zróżnicowane w zależności od umiejscowienia nowotworu.

Mimo poprawiającej się zgłaszalności stwierdzonych przypadków nowotworów oraz zgonów z ich powodu dostępne w rejestrze dane charakteryzują się pewnym niedorejestrowaniem. Zjawisko to stanowiło ograniczenie badania pod względem kompletności danych. W związku z powyższym przedstawiane w badaniu własnym dane należy traktować jako te przypadki, które zostały zarejestrowane w KRN. Dodatkowo dane zgłaszane do wojewódzkich biur rejestracji nie zawierają pełnej informacji o pacjencie. Aby dane w rejestrach mogły stanowić podstawę do przeprowadzenia szczegółowych badań epidemiologicznych powinny zawierać informację nie tylko o chorobie zasadniczej ale również o stylu życia, stosowaniu używek (papierosy, alkohol) oraz innych czynnikach ryzyka nowotworów. Dopełnieniem danych mogłyby stanowić informacje o planowanym bądź już zastosowanym leczeniu onkologicznym.

Aby pokazać dokładniej sytuację zdrowotną populacji Polski w zakresie nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego należałoby rozszerzyć przedstawione badanie własne o dane związane z dokładnym umiejscowieniem nowotworów. Dodatkowo do pełniejszego obrazu obciążenia chorobą warto jest w przyszłych badaniach pogłębić analizę również o 5-letnie przeżycia chorych, rozkład zarejestrowanych przypadków według województw czy miejsca zamieszkania (miasto/wieś). Wierzę jednak, iż przedstawione badanie własne stanowi podwaliny do przeprowadzenia dalszych badań epidemiologicznych mogących przyczynić się

do modyfikacji aktualnie prowadzonych programów profilaktycznych oraz rozpoczęcia nowych działań z zakresu profilaktyki do walki z czynnikami ryzyka chorób nowotworowych. Wysokie ryzyko zachorowania na nowotwór przewodu pokarmowego wymaga wprowadzenia działań z zakresu profilaktyki skierowanych szczególnie do populacji cechującej się najwyższym ryzykiem. Wydaje się, że programy edukacyjne dotyczące zdrowego stylu życia oraz efektywne programy badań przesiewowych mogą okazać się skuteczną formą walki z rakiem.



## **VI. Wnioski**

Przeprowadzone badanie pozwoliło na sformułowanie następujących wniosków:

1. W Polsce obserwuje się stały wzrost częstości zachorowań i zgonów z powodu raka jelita grubego oraz trzustki.
2. W populacji Polski, struktura zachorowań na nowotwór złośliwy jelita grubego, żołądka oraz trzustki uległa zmianie w okresie poddanym badaniu. Tym samym potrzeby zdrowotne populacji uległy zmianom.
3. Istnieje potrzeba wprowadzenia w Polsce skutecznych programów profilaktycznych mających wpływ na zmianę trendu zachorowalności oraz umieralności z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego.
4. W związku z koniecznością monitorowania zmian zachodzących w sytuacji zdrowotnej ludności, istnieje potrzeba poprawienia kompletności oraz jakości danych klinicznych zbieranych przez Krajowy Rejestr Nowotworów. Wyniki analiz przeprowadzonych na podstawie tych danych powinny być podstawą do podejmowania racjonalnych działań z zakresu polityki zdrowotnej.

## VII. Piśmiennictwo

1. Boyle P, Levin B. World Cancer Report 2008. World Health Organization, International Agency for Research on Cancer, Lyon 2008
2. Ferlay J, Soerjomataram I, Ervik M, i wsp. GLOBOCAN 2012 v1.0, Cancer Incidence and Mortality Worldwide: IARC CancerBase No. 11 [Internet]. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer; 2013. [<http://globocan.iarc.fr>, 02/11/2015].
3. Ferlay J, Soerjomataram I, Ervik M, i wsp. Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. *International Journal of Cancer*, 2015, 136(5), E 359 – E 386.
4. Bray, F., Jemal, A., Grey, N., Ferlay, J. & Forman, D. Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008–2030): a population-based study. *Lancet Oncol.* 13
5. A Jemal, F Bray, MM Center, J Feral, E Ward, D Forman. Global cancer statistics. *CA Cancer J Clin*, 61 (2011)
6. Isabelle Soerjomataram, Freddie Bray. Planning for tomorrow: global cancer incidence and the role of prevention 2020-2070. *Nat Rev Clin Oncol.* 2021 Oct;18(10):663-672. doi: 10.1038/s41571-021-00514-z. Epub 2021 Jun 2.
7. Allemani C, Weir HK, et. Al. 2015. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 25,676,887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). *Lancet*, 385(9972), 997-1010.
8. Anderson WF. 2009. Cancer surveillance research. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*, 18(6), 1669-1671.
9. Bray F, Znaor A, Cueva P, et. Al. 2015c. Planning and Developing Population-Based Cancer Registration i Low- and Middle-Income Settings, IARC Technical Publication No. 43. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer.
10. Bray, F., Jemal, A., Torre, L. A., Forman, D. & Vineis, P. Long-term realism and cost-effectiveness: primary prevention in combatting cancer and associated inequalities worldwide. *J. Natl Cancer Inst.* 107, djv273 (2015)
11. Ferlay J, Ervik M, Lam F, Colombet M, Mery L, Piñeros M, et al. Globalne Obserwatorium Raka: Rak Dzisiaj. Lyon: Międzynarodowa Agencja Badań nad Rakiem; 2020. <https://gco.iarc.fr/today> , dostęp luty 2021).
12. [https://ec.europa.eu/info/strategy/priorities-2019-2024/promoting-our-european-way-life/european-health-union/cancer-plan-europe\\_pl](https://ec.europa.eu/info/strategy/priorities-2019-2024/promoting-our-european-way-life/european-health-union/cancer-plan-europe_pl)

13. Tuchowska P, Worach-Kardas H, Marcinkowski J, Najczęstsze nowotwory złośliwe w Polsce – główne czynniki ryzyka i możliwości optymalizacji działań profilaktycznych, *Probl Hig Epidemiol* 2013, 94(2): 166-171
14. Wojewódzka Stacja Sanitarno-Epidemiologiczna w Białymstoku. HasłoRoku 2012 – „Starzenie się i zdrowie”. <http://www.wsse.bialystok.pl/index.php/akcje-i-kampaniespoczne/wiatowy-dzie-zdrowia/763-haso-roku-2012-starzenie-si-i-zdrowie> (08.04.2013).
15. Globocan 2020: <https://gco.iarc.fr/today/data/factsheets/populations/900-world-fact-sheets.pdf>
16. <http://onkologia.org.pl/raporty/>
17. De Angelis R, Sant M, Coleman MP et al. Cancer Survival in Europe in the first decade of the 21st century: results of the EURO CARE 5 study. *Lancet Oncol* 2014; 15 (1):23–34.
18. Uchwała nr 10 Rady Ministrów z dnia 4 lutego 2020 r. w sprawie przyjęcia programu wieloletniego pn. Narodowa Strategia Onkologiczna na lata 2020-2030; *Monitor Polski* 2020 poz. 189
19. Didkowska J, Wojciechowska U, Zatoński W. Prognozy zachorowalności i umieralności na nowotwory złośliwe w Polsce do 2025 roku, Warszawa 2019
20. Krystyna Karachadzis, Leszek Paradowski. Aktualna sytuacja epidemiologiczna nowotworów jelita grubego w Polsce. *Gastroenterologia Polska* 2012; 19 (2): 64-69;
21. Ferlay J, Ervik M, Lam F, Colombet M, Mery L, Piñeros M, et al. Globalne Obserwatorium Raka: Rak Dzisiaj. Lyon: Międzynarodowa Agencja Badań nad Rakiem; 2020. <https://gco.iarc.fr/today> , dostęp luty 2021
22. Galea S, Keyes KM. Epidemiology at the heart of population health science. *Am J Epidemiol.* 2019;188(5):883–885.
23. Olshan AF, Diez Roux AV, Hatch M, Klebanoff MA. Epidemiology: Back to the Future. *Am J Epidemiol.* 2019 May; 188(5): 814–817.
24. American Cancer Society. Colorectal Cancer Facts & Figures 2017-2019. Atlanta: American Cancer Society, 2017.
25. Colorectal cancer: a disease of the young?. *Lancet Oncology, The*, 2017-04-01, Volume 18, Issue 4, Pages 413-413,
26. American Cancer Society. Colorectal Cancer Facts & Figures 2016. Atlanta: American Cancer Society, 2016
27. Wielka Interna – wydanie II : Gastroenterologia. *MEDICAL TRIBUNE POLSKA*, Warszawa 2019

28. International Agency for Research on Cancer. IARC Monographs evaluate consumption of red meat and processed meat. WHO. Lyon, France: IARC; 2015
29. Parth D. Trivedi, Melissa K. Morris, Shannon A. Thorne, Sandy C. Smith, Amanda M. Ward, Paul Schroy, Heather Hampel, Lina Jandorf, John W. Popp Jr, Steven H. Itzkowitz. Prevalence and Predictors of Young-Onset Colorectal Neoplasia: Insights From a Nationally Representative Colonoscopy Registry. *Gastroenterology* 2022;1-11
30. Remington P, Brownson R, Wegner M. *Chronic Disease Epidemiology, Prevention and Control*. 4th Edition. American Public Health Association 28.
31. Vuik FE, Nieuwenburg SA, Bardou M, Lansdorp-Vogelaar I, Dinis-Ribeiro M, Bento MJ, Zadnik V, Pellisé M, Esteban L, Kaminski MF, Suchanek S, Ngo O, Májek O, Leja M, Kuipers EJ, Spaander MC. Increasing incidence of colorectal cancer in young adults in Europe over the last 25 years. *Gut*. 2019 Oct;68(10):1820-1826. doi: 10.1136/gutjnl-2018-317592. Epub 2019 May 16.
32. Siegel RL, Fedewa SA, Anderson WF, et al.. Colorectal cancer incidence patterns in the United States, 1974-2013. *J Natl Cancer Inst* 2017;109.
33. Didkowska J, Wojciechowska U, Czaderny K, Olasek P, Ciuba A. Nowotwory złośliwe w Polsce w 2017 roku, Centrum Onkologii-Instytut im. M. Skłodowskiej-Curie, Warszawa 2019
34. Karimi P, Islami F, Anandasabapathy S, Freedman ND, Kamangar F. Gastric cancer: descriptive epidemiology, risk factors, screening, and prevention. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2014 May;23(5):700-13.
35. Gao J.-P., Xu W., Liu W.T., Yan M., Zhu Z.-G. Tumor heterogeneity of gastric cancer: From the perspective of tumor-initiating cell. *World J. Gastroenterol*. 2018;24:2567–2581
36. WHO Classifications of tumours of the diseases of oncology, 3rd ed. Geneva: World Health Organization 2010
37. Schottenfeld D, Fraumeni J. *Cancer Epidemiology and Prevention*, Fourth Edition. Oxford University Press, 2017
38. Machlowska J, Baj J, Sitarz M, Maciejewski R, Sitarz R. Gastric Cancer: Epidemiology, Risk Factors, Classification, Genomic Characteristics and Treatment Strategies. *Int J Mol Sci*. 2020 Jun 4;21(11):4012.
39. Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Laversanne M, Soerjomataram I, Jemal A, Bray F. Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality
40. Ang TL, Fock KM. Clinical epidemiology of gastric cancer. *Singapore Med J*. 2014 Dec;55(12):621-8.

41. Klein AP. Pancreatic cancer epidemiology: understanding the role of lifestyle and inherited risk factors. *Nat Rev Gastroenterol Hepatol*. 2021 Jul;18(7):493-502
42. Zhao Z, Liu W. Pancreatic Cancer: A Review of Risk Factors, Diagnosis, and Treatment. *Technol Cancer Res Treat*. 2020 Jan-Dec;19
43. McGuigan A, Kelly P, Turkington RC, Jones C, Coleman HG, McCain RS. Pancreatic cancer: a review of clinical diagnosis, epidemiology, treatment and outcomes. *World J Gastroenterol*. 2018;24(43):4846–4861.
44. Maisonneuve P. Epidemiology and burden of pancreatic cancer. *Presse Med*. 2019 Mar;48(3 Pt 2):e113-e123
45. Alison P Klein. Pancreatic cancer epidemiology: understanding the role of lifestyle and inherited risk factors. *Nat Rev Gastroenterol Hepatol* 2021 Jul;18(7):493-502
46. Kubicka-Wołkowska J, Czyżykowski R, Dębska-Szmich S, Lisik-Habib M, Potemski P. Rak trzustki — rola leczenia systemowego i skojarzonego. *Onkologia w Praktyce Klinicznej* 2014, tom 10, nr 3, 152–159
47. Ilic M, Ilic I. Epidemiology of pancreatic cancer. *World J Gastroenterol*. 2016 Nov 28;22(44):9694-9705.
48. Ustawa o statystyce publicznej z dnia 29 czerwca 1995 r. (Dz.U. 1995 nr 88 poz. 439).
49. European Commission Directorate for Public Health and Safety at Work EUROCHIP European Cancer Health Indicators Project. <http://www.tumori.net/eurochip/>
50. Boyle P, Parkin DM. Statistical methods for registres. [w:] *Cancer Registration: Principles and Methods*. (red.): Jensen M, Parkin DM, MacLennan R, Muir CS, Skeet RG. IARC Scientific Publications, Lyon France 1991, 95, 126 – 158.
51. Boniol M, Heanue M. Age – standardisation and denominators. [w:] *Cancer Incidence in Five Continents Vol. IX*. (red.): Curado MP, Edwards B, Shin HR, Storm H, Ferlay J, Heanue M, Boyle P. IARC Scientific Publications, Lyon France 2007, 160, 99 – 101.
52. Esteve J, Benhamou E, Raymond L. *Statistical Methods in Cancer Research Vol. 4. Descriptive Epidemiology*. IARC Scientific Publications, Lyon France 1994, 128, 49–72.
53. National Cancer Institute, Statistical Research and Applications Branch. Joinpoint Regression Program, Version 4.7.0.0
54. Miranda-Filho A, Bray F, Charvat H, Rajaraman S, Soerjomataram I. The world cancer patient population (WCPP): An updated standard for international comparisons of population-based survival. *Cancer Epidemiol*. 2020 Dec;69:101802

55. Hasanzadeh J, HosseiniNezhad Z, Molavi-eVardanjani H, Farahmand M. Gender differences in esophagus, stomach, colon and rectum cancers in fars, Iran, during 2009-2010: An epidemiological population based study. *J Rafsanjan Univ Med Sci* 2013;12:333-42.
56. Asgarian FS, Mahdian M, Amori N. Epidemiology and trends of gastrointestinal cancer in Iran (2004–2008). *J Cancer Res Ther.* 2021 Jul-Sep;17(4):963-968
57. Zahedi A, Rafiemanesh H, Enayatrad M, Ghoncheh M, Salehiniya H. Incidence, trends and epidemiology of cancers in North West of Iran. *Asian Pac J Cancer Prev* 2015;16:7189-93.
58. Rebecca L. Siegel, Kimberly D. Miller, Ahmedin Jemal. *Cancer Statistics, 2017. CA CANCER J CLIN* 2017;67:7–30.
59. Jaroszyńska Zuzanna, Wiśniewska Katarzyna; Epidemiology of colorectal cancer(C18-C21) in Poland; *Journal of Education, Health and Sport.*2021;11(10):143-156
60. Wojciechowska U, Didkowska J, Michałek I, Olasek P, Ciuba A; Nowotwory złośliwe w Polsce w 2018 roku. Warszawa: Narodowy Instytut Onkologii im. Marii Skłodowskiej-Curie; Państwowy Instytut Badawczy; 2020
61. Martin C S Wong, Junjie Huang, Veeleah Lok, Jingxuan Wang, Franklin Fung, Hanyue Ding 1, Zhi-Jie Zheng. Differences in Incidence and Mortality Trends of Colorectal Cancer Worldwide Based on Sex, Age, and Anatomic Location. *Clin Gastroenterol Hepatol* 2021 May;19(5):955-966.
62. Edwards BK, Ward E, Kohler BA, Ehemann C, Zauber AG, Anderson RN, Jemal A, Ries LA; Annual report to the nation on the status of cancer, 1975-2006, featuring colorectal cancer trends and impact of interventions (risk factors, screening, and treatment) to reduce future rates.; *Cancer* 2010; 116(3): 544-573
63. Kubiak A, Kyczer W, Trojanowski M; Epidemiologia i profilaktyka raka jelita grubego w Polsce. *Probl Hig Epidemiol.*2014;95(3):636-642
64. Wyrwicz L, Gryglewicz J, Chrostowski S, Domańska-Sadynica M, Ambroziewicz B; Sytuacja pacjenta z nowotworem jelita grubego w Polsce. Propozycje zmian. Warszawa: Fundacja Polska Koalicja Pacjentów Onkologicznych, Fundacja Wygrajmy Zdrowie; 2017
65. Janiak M, Głowacka P, Kopeć A, Staśkiewicz A. Czynniki determinujące zgłaszalność na badania kolonoskopowe w Programie Badań Przesiewowych raka jelita grubego w Polsce. *Gastroenterol Klin.*2016;8(4):142-151.9.
66. Harland Austin 1, S Jane Henley, Jessica King, Lisa C Richardson, Christie Ehemann. Changes in colorectal cancer incidence rates in young and older adults in the United States: what does it tell us about screening. *Cancer Causes Control* 2014 Feb;25(2):191-201

67. Kuprewicz A, Krajewska-Kułak E, Trochimowicz L. Wiedza na temat raka jelita grubego I preferowane zachowania zdrowotne mieszkańców miasta I wsi. *Pielęg Chir Angiol.* 2016;2:7483-10.
68. Zyśk R, Wysocki P, Wyrwicz L. Rak jelita grubego-społeczne znaczenie zmian w zakresie epidemiologii i możliwości leczenia w Polsce. *Onkol Prakt Klin.* 2014; 10(4):212-223.
69. Fedirko V, Tramacere I, Bagnardi V, Rota M, Scotti L, Islami F, Negri E, Straif K, Romieu I, La Vecchia C, Boffetta P, Jenab M; Alcohol drinking and colorectal cancer risk: and an overall and dose-response meta-analysis of published studies.; *Ann Oncol* 2011; 22(09): 1958-1972.
70. Boyle T, Keegel T, Bull F, Heyworth J, Fritchi L; Physical Activity and Risk of Proximal and Distal Colon Cancers: A Systematic Review and Meta-analysis; *J Natl Cancer Inst* 2012; 104(20): 1548-1561.
71. Simon K; Colorectal cancer development and advances in screening; *Clin Interv Aging.* 2016 Jul 19;11:967-76.
72. Machlowska J, Baj J, Sitarz M, Maciejewski R, Sitarz R.; Gastric Cancer: Epidemiology, Risk Factors, Classification, Genomic Characteristics and Treatment Strategies; *Int J Mol Sci.* 2020 Jun 4;21(11):4012.
73. Yusefi, A.R.; Lankarani, K.B.; Bastani, P.; Radinmanesh, M.; Kavosi, Z. Risk Factors for Gastric Cancer: A Systematic Review. *Asian Pac. J. Cancer Prev.* 2018, 19, 591–603.
74. Pinheiro H, Oliveira C, Seruca R, Carneiro F; Hereditary diffuse gastric cancer-Pathophysiology and clinical management; *Best Pr. Res. Clin. Gastroenterol.* 2014, 28, 1055–1068.
75. Malinowska M, Nasierowska-Guttmejer A; Epidemiologia i patogeneza raka żołądka; *POL J PATHOL* 2013; 64 (4) (SUPPLEMENT 2): S17-S26
76. Aaron P Thrift, Hashem B El-Serag. Burden of Gastric Cancer. *Clin Gastroenterol Hepatol.* 2020 Mar;18(3):534-542.
77. Hamashima C, Shibuya D, Yamazaki H, Inoue K, Fukao A, Saito H, et al. The Japanese guidelines for gastric cancer screening. *Jpn J Clin Oncol.* 2008;38:259–67.
78. Yi-Chia Lee, Tsung-Hsien Chiang, Chu-Kuang Chou, Yu-Kang Tu, Wei-Chih Liao, Ming-Shiang Wu, David Y Graham. Association Between *Helicobacter pylori* Eradication and Gastric Cancer Incidence: A Systematic Review and Meta-analysis. *Gastroenterology* 2016 May;150(5):1113-1124
79. Zatoński W.A., Sulkowska U., Didkowska J.; Kilka uwag o epidemiologii nowotworów w Polsce; *Nowotwory Journal of Oncology*; 2015, 65(3), 179- 196.

80. Fock KM. Review article: the epidemiology and prevention of gastric cancer. *Aliment Pharmacol Ther.* 2014;40(3):250–60.
81. Soerjomataram I, Lortet-Tieulent J, Parkin DM, Ferlay J, Mathers C, Forman D, et al. Global burden of cancer in 2008: a systematic analysis of disability-adjusted life-years in 12 world regions. *Lancet.* 2012;380(9856):1840–50.
82. Milena Ilic, Irena Ilic. Epidemiology of stomach cancer. *World J Gastroenterol.* 2022 Mar 28;28(12):1187-1203.
83. Lui FH, Tuan B, Swenson SL, Wong RJ. Ethnic disparities in gastric cancer incidence and survival in the USA: an updated analysis of 1992–2009 SEER data. *Dig Dis Sci.* 2014;59(12):3027–34.
84. Milano AF.; 20-Year Comparative Survival and Mortality of Cancer of the Stomach by Age, Sex, Race, Stage, Grade, Cohort Entry Time-Period, Disease Duration & Selected ICD-O-3 Oncologic Phenotypes: A Systematic Review of 157,258 Cases for Diagnosis Years 1973-2014: (SEER\*Stat 8.3.4); *J Insur Med.* 2019;48(1):5-23. doi: 10.17849/in-sm-48-1-1-19.1. Epub 2019 Oct 14.
85. B Peleteiro, M Severo, C La Vecchia, N Lunet; Model-based patterns in stomach cancer mortality worldwide; *European Journal of Cancer Prevention* Vol. 23, No. 6 (NOVEMBER 2014), pp. 524-531.
86. Zhu B, Wu X, Guo T, Guan N, Liu Y.; Epidemiological Characteristics of Pancreatic Cancer in China From 1990 to 2019; *Cancer Control.* 2021 Jan-Dec;28:10732748211051536.
87. Rahib L, Smith BD, Aizenberg R, et al. Projecting cancer incidence and deaths to 2030: the unexpected burden of thyroid, liver, and pancreas cancers in the United States. *Cancer Res.* 2014;74:2913–2921.
88. Milena Ilic, Irena Ilic. Epidemiology of pancreatic cancer. *World J Gastroenterol* 2016 Nov 28;22(44):9694-9705.
89. Pandol S, Gukovskaya A, Edderkaoui M, Dawson D, Eibl G, Lugea A.; Epidemiology, risk factors, and the promotion of pancreatic cancer: role of the stellate cell; *J Gastroenterol Hepatol.* 2012 Mar;27 Suppl 2(0 2):127-34.
90. Huang J, Lok V, Ngai CH, i in Worldwide burden, risk factors and trends in pancreatic cancer. *Gastroenterologia .* 2020; 160 : 744-754.
91. M Xu, X Jung, OJ Hines , G Eibl , Y Chen; Obesity and Pancreatic Cancer: Overview of Epidemiology and Potential Prevention by Weight Loss; *Pancreas* 2018 Feb;47(2):158-162.
92. Olson SH, Kurtz RC; Epidemiology of Pancreatic Cancer and the Role of Family History; *J Surg Oncol.* 2013 Jan;107(1):1-7.



93. Bray F, Ferlay J, Soerjomataram I, Siegel RL, Torre LA, Jemal A. Global cancer statistics 2018: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin.* 2018;68(6):394-424.
94. Capasso M, Franceschi M, Rodriguez-Castro KI, et al. Epidemiology and risk factors of pancreatic cancer. *Acta Biomed.* 2018;89(9-S):141-146.
95. Wang Y, Hao F, Liu Y. Pro-environmental behavior in an aging world: Evidence from 31 countries. *Int J Environ Res Publ Health.* 2021;18(4):1748.
96. Midha S, Chawla S, Garg PK.; Modifiable and non-modifiable risk factors for pancreatic cancer: A review; *Cancer Lett.* 2016 Oct 10;381(1):269-77.

## **VIII. Streszczenie w języku polskim**

### ***Wprowadzenie***

W porównaniu do innych państw Europy, Polska cechuje się średnim ryzykiem zachorowania oraz wysokim ryzykiem zgonów z powodu nowotworów złośliwych. Rosnąca liczba zachorowań i zgonów w Polsce z przyczyn onkologicznych jest silnie związana ze zmianami demograficznymi oraz wysoką ekspozycją na czynniki ryzyka. Wysoki stopień uprzemysłowienia, większa dostępność do przetworzonej żywności oraz używek wpływa negatywnie na zachowania prozdrowotne ludności. Dodatkowym czynnikiem pogarszającym sytuację zdrowotną populacji Polski jest brak efektywnie działających programów zdrowotnych z zakresu profilaktyki pierwotnej oraz wtórnej.

Nowotwory przewodu pokarmowego w Polsce stanowią niemal 20% wszystkich nowych przypadków zachorowań na nowotwory złośliwe. Znajomość czynników ryzyka, mogących wpłynąć na rozwój choroby nowotworowej, umożliwia realizację działań z zakresu profilaktyki. Dokładne określenie populacji, która obciążona jest wysokim ryzykiem choroby nowotworowej układu pokarmowego i do której należy skierować działania profilaktyczne powinna być priorytetem w walce z rakiem. Prowadzenie badań epidemiologicznych w sposób istotny wspiera określenie grup najbardziej narażonych wystąpieniem raka umożliwiając wykrycie choroby w jej wczesnym stadium.

### ***Cel***

Celem badania była ocena obciążenia wybranymi nowotworami złośliwymi przewodu pokarmowego (rak jelita grubego, raka żołądka, rak trzustki) w Polsce w latach 1999 – 2017 oraz identyfikacja grup najbardziej narażonych na zachorowanie i zgon z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego.

### ***Material i metody***

Podstawę przeprowadzonej analizy stanowiły informacje publikowane przez Krajowy Rejestr Nowotworów o liczbie zachorowań i zgonów z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego w Polsce w latach 1999-2017 (C16, C18-C20, C25). Zebrane dane analizowano oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet, w następujących grupach wieku: 20-34; 35-49; 50-64; 65-79; 80+.

Uzyskane dane wykorzystano do obliczenia mierników epidemiologicznych tj. surowego współczynnika zachorowalności oraz umieralności oraz współczynników standaryzowanych. Standaryzację wykonano przyjmując za standard populację standardową Europy, pozwalając tym samym zniwelować wpływ różnicy wieku populacji na wartość współczynników surowych. W celu wykazania dysproporcji zachodzących względem płci wykorzystano wskaźnik Rate Ratio (RR), który jest ilorazem dwóch wartości wskaźników, ukazujących stan zdrowia w porównywanych grupach ludności. W analizie oszacowano również błędy standardowe (SE) zastosowanych współczynników zachorowalności i umieralności oraz 95% przedział ufności (CI) celem określenia istotności statystycznej.

Zachodzące zmiany w trendach czasowych współczynników zachorowalności i umieralności oszacowano za pomocą modeli *joinpoint*. Metoda ta jest rozszerzeniem regresji liniowej, w której trend czasowy jest wyrażony odcinkami połączonymi ze sobą w punktach (*joinpoint*), w których trend zmienia swój kierunek w sposób istotny statystycznie ( $p < 0,05$ ).

Na podstawie modelu regresji liniowej wyznaczono roczną procentową zmianę wartości współczynników dla każdego z wyznaczonych trendów (APC). Określono również 95% przedział ufności celem określenia istotności statystycznej APC. Analizy trendów oraz wartości APC obliczono za pomocą programu *Joinpoint Regression Program (Version 4.9.0.1)*.

## **Wyniki**

W 2017 roku w Polsce odnotowano prawie 165 tys. nowych zachorowań na nowotwory złośliwe. Liczba zachorowań ogółem była wyższa o 47% w porównaniu do roku 1999. Wśród tych zachorowań ok 20% stanowiły nowotwory złośliwe przewodu pokarmowego, a wśród nich najczęściej diagnozowane to rak jelita grubego, rak żołądka oraz rak trzustki.

Na raka jelita grubego w 2017 roku zachorowało 18 tysięcy mieszkańców Polski, 55% tych zachorowań dotyczyło mężczyzn. Wysoki wzrost zachorowań odnotowano w powyżej 50 roku życia. U mężczyzn, trendy zachorowalności mierzone według współczynnika standaryzowanego (ASR), wykazały największy wzrost w grupie wieku 65-79 lat (AAPC=2,0%,  $p < 0,05$ ). U kobiet największe zmiany w wartości ASR odnotowano w populacji młodszej – 20-34 lata (AAPC=1,5%,  $p < 0,05$ ). Kierunek trendu zachorowań wśród obu płci, w czasie objętym badaniem, był zbliżony. Rozszerzona analiza zachorowań dla grupy wieku 35-49 lat wykazała wzrost zachorowań o 30% u mężczyzn między 35 a 39 rokiem życia oraz 39% wzrost u kobiet ( $p < 0,05$ ).

W okresie objętym badaniem zgonem z powodu raka jelita grubego najbardziej obciążona okazała się być populacja w wieku 65-79 lat u obu płci. Analiza standaryzowanego trendu umieralności dla tej grupy wieku wykazała jednak, że szybsze tempo wzrostu współczynnika dotyczyło mężczyzn (ASR=23,5/100 tys.). Rozszerzona analiza w pięcioletnich grupach wieku z przedziału 35-49 lat, wykazała większą liczbę zgonu wśród mężczyzn w każdej analizowanej pięcioletniej grupie wieku. U mężczyzn w grupie wieku 44-49 lat swoisty współczynnik umieralności był wyższy w roku 2017 o 14% w porównaniu do roku 1999.

W 2017 roku odnotowano zmniejszenie o 11% liczby zachorowań na raka żołądka. Badanie wykazało, że mężczyźni chorowali częściej niż kobiety. Diagnozę ustalono najczęściej w grupie wieku 65-79 lat. Największą zmianę procentową w 2017 roku w porównaniu do roku 1999, odnotowano u kobiet w wieku 35-49 lat, liczba zachorowań zmniejszyła się o 32,3% (AAPC=-1,9%,  $p<0,05$ ). Standaryzowany współczynnik zachorowalności uzyskał wyższe wartości u mężczyzn. Trend czasowy ASR dla grupy wieku 80 lat i więcej u obu płci pod koniec badania był rosnący ( $p<0,05$ ).

Liczba zgonów z powodu raka żołądka w roku 2017 zmniejszyła się u obu płci w porównaniu do roku 1999. Największą procentową zmianę w liczbie zgonów odnotowano u mężczyzn w grupie wieku 35-49 lat – liczby surowe zgonów zmniejszyły się o niemal 58%. W grupie wieku 80 lat i więcej zwiększyła się liczba zgonów o 51% u mężczyzn oraz o 20% u kobiet. W grupie wieku 20-34 lata u kobiet doszło do największego wśród wszystkich grup wieku zmniejszenia wartości współczynnika (o 61%, AAPC=-1,4%).

W okresie objętym badaniem wykazano przyrost nowych przypadków raka trzustki w Polsce -8% i niemal 22% wzrost u kobiet ( $p<0,05$ ). Badanie wykazało zmianę struktury zachorowań. Po 65 roku życia wyższy odsetek zachorowań stanowiły kobiety, podczas gdy poniżej tego wieku dominowali mężczyźni. Wartość standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka trzustki osiągnął największą wartość u kobiet w wieku 80 lat i więcej ( $p<0,05$ ).

Liczba zgonów w roku 2017 była wyższa w porównaniu do roku 1999, szczególnie w grupie wieku 65-79 lat u obu płci. U kobiet w 2017 roku odnotowano 2455 zgonów, co stanowiło 40% wzrost od roku 1999 ( $p<0,05$ ), u mężczyzn wykazano 35% wzrost a liczba zgonów w roku 2017 wynosiła 2409. Badanie wykazało również wzrost wartości standaryzowanego współczynnika umieralności u kobiet w wieku 65-79 lat - ASR wynosił

39,22/100 tys.. U mężczyzn w grupie wieku 65-79 lat standaryzowany współczynnik umieralności wynosił 55,85/100 tys. ( $p < 0,05$ ).

### ***Wnioski***

Przeprowadzone badanie pozwoliło na sformułowanie następujących wniosków:

1. W Polsce obserwuje się stały wzrost częstości zachorowań i zgonów z powodu raka jelita grubego oraz trzustki.
2. W populacji Polski, struktura zachorowań na nowotwór złośliwy jelita grubego, żołądka oraz trzustki uległa zmianie w okresie poddanym badaniu. Tym samym potrzeby zdrowotne populacji uległy zmianom.
3. Istnieje potrzeba wprowadzenia w Polsce skutecznych programów profilaktycznych mających wpływ na zmianę trendu zachorowalności oraz umieralności z powodu nowotworów złośliwych przewodu pokarmowego.
4. W związku z koniecznością monitorowania zmian zachodzących w sytuacji zdrowotnej ludności, istnieje potrzeba poprawienia kompletności oraz jakości danych klinicznych zbieranych przez Krajowy Rejestr Nowotworów. Wyniki analiz przeprowadzonych na podstawie tych danych powinny być podstawą do podejmowania racjonalnych działań z zakresu polityki zdrowotnej.

## **IX. Streszczenie w języku angielski**

### ***Introduction***

Compared to other European countries, Poland is characterized by an average risk of morbidity and a high risk of death due to cancers. The growing number of cancer cases and deaths in Poland is strongly related to demographic changes and high exposure to risk factors. The high degree of industrialization as well as a greater access to processed food and stimulants negatively affect the pro-health behavior of the population. An additional factor worsening the health situation of the Polish population is the lack of effective health programs in the field of primary and secondary prevention.

Gastrointestinal cancers account for almost 20% of all new cancer cases in Poland. Knowledge of risk factors that may affect the development of cancer makes it possible to carry out preventive measures. Accurate identification of the population that is at high risk of gastrointestinal cancer and to which preventive measures should be directed is a priority in the fight against cancer. Conducting epidemiological research significantly supports the identification of groups most at risk of cancer, enabling the detection of the disease at its early stage.

### ***Objective***

The aim of the study was to assess the burden of selected gastrointestinal malignancies (colorectal cancer, gastric cancer, pancreatic cancer) in Poland in the years 1999-2017 and to identify groups most at risk of developing and dying from gastrointestinal malignancies.

### ***Material and methods***

The analysis was based on information published by the National Cancer Registry on the number of cases and deaths due to gastrointestinal malignancies in Poland in 1999-2017 (C16, C18-C20, C25). The collected data were analyzed separately in the group of men and women, in the following age groups: 20-34; 35-49; 50-64; 65-79; 80+.

The obtained data were used to calculate epidemiological measures, i.e. crude morbidity and mortality rates as well as standardized rates. The standardization was performed by adopting the population of Europe as the standard, thus allowing to level out the influence of the age difference of the population on the value of raw coefficients. In order to show disproportions in relation to gender, the Rate Ratio (RR) was used, which is a quotient of two index values showing the health status in the compared population groups. The analysis also estimated the standard errors (SE) of the applied morbidity and mortality rates and the 95% confidence interval (CI) to determine statistical significance.

Changes in the time trends of morbidity and mortality rates were estimated using joinpoint models. This method is an extension of linear regression, in which the time trend is expressed by segments connected with each other at points (joinpoint), where the trend changes its direction in a statistically significant way ( $p < 0.05$ ).

Based on the linear regression model, the annual percentage change in the coefficient values for each of the determined trends (APC) was calculated. A 95% confidence interval was also established to determine the statistical significance of the APC. Trend analyzes and APC values were calculated using the Joinpoint Regression Program (Version 4.9.0.1).

### **Results**

In 2017, there were almost 165,000 new cases of cancer in Poland. The total number of cases was 47% higher in comparison to 1999. Among these cases, about 20% were gastrointestinal cancers - colorectal, gastric and pancreatic were the most frequent of them.

In 2017, 18,000 inhabitants of Poland fell ill with colorectal cancer, 55% of these cases concerned men. A high increase in the incidence was noted in people over the age of 50. In men, incidence trends measured by the standardized ratio (ASR) showed the greatest increase in the 65-79 age group (AAPC=2.0%,  $p < 0.05$ ). In women, the greatest changes in the ASR value were noted in the younger population - 20-34 years (AAPC=1.5%,  $p < 0.05$ ). The direction of the incidence trend among both values during the study period was similar. An extended analysis of the incidence for the 35-49 age group showed an increase of 30% in men aged 35-39 and a 39% increase in women ( $p < 0.05$ ).

In the period covered by the study, death due to colorectal cancer turned out to be the most burdened for the population aged 65-79 in both sexes. However, the analysis of the standardized mortality trend for this age group showed that the growth rate was faster in men (ASR=23.5/100,000). An extended analysis across the five-year age groups from 35 to 49 years showed a greater number of deaths among men in each analyzed five-year age group. In men aged 44-49, the specific mortality rate was higher in 2017 by 14% compared to 1999.

In 2017, there was an 11% reduction in gastric cancer cases. The study showed that men were sick more often than women. The diagnosis was most often made in the age group of 65-79 years. The largest percentage change in 2017 compared to 1999 was recorded in women aged 35-49, the number of cases decreased by 32.3% (AAPC=-1.9%,  $p < 0.05$ ). The standardized incidence rate was higher in men. The time trend of ASR for the age group of 80 years and older in both sexes increased at the end of the study ( $p < 0.05$ ).

The number of deaths due to gastric cancer in 2017 decreased in both sexes compared to 1999. The largest percentage change in the number of deaths was recorded in men aged 35-

49 - the crude number of deaths decreased by almost 58%. In the group aged 80 and more, the number of deaths increased by 51% in men and by 20% in women. In the age group of 20-34, women experienced the greatest decrease in the value of the coefficient among all age groups (by 61%, AAPC=-1.4%).

In the period covered by the study, there was an increase in new cases of pancreatic cancer in Poland of 8% and an increase of almost 22% in women ( $p<0.05$ ). The study showed change in the structure of cases. After the age of 65, women accounted for a higher percentage of cases, while men below this age predominated. The value of the standardized incidence rate of pancreatic cancer reached the highest value in women aged 80 and more ( $p<0.05$ ).

The number of deaths in 2017 was higher compared to 1999, especially in the 65-79 age group of both sexes. In 2017, 2,455 deaths were recorded in women, which was a 40% increase from 1999 ( $p<0.05$ ), while men showed a 35% increase and the number of deaths was 2,409. The study also showed an increase in the value of the standardized mortality rate for women aged 65-79 - ASR was 39.22/100,000. In men aged 65-79, the standardized mortality rate was 55.85/100,000. ( $p<0.05$ ).

### ***Conclusions***

The conducted study allowed the formulation of the following conclusions:

1. In Poland, there is a steady increase in morbidity and deaths due to colorectal and pancreatic cancer.
2. In the Polish population, the structure of colorectal, gastric and pancreatic malignant neoplasms changed in the period under study. Thus, the health needs of the population have changed.
3. There is a need to introduce effective preventive programs in Poland that would change the trend of morbidity and mortality due to malignant tumors of the gastrointestinal tract.
4. Due to the need to monitor changes in the health situation of the population, there is a need to improve the completeness and quality of clinical data collected by the National Cancer Registry. The results of analyzes conducted on the basis of these data should be the basis for taking rational actions in the field of health policy.



## **X. Spis rycin**

Rycina 1. Roczna zmiana procentowa (APC) związana z wiekiem zachorowalności na raka jelita grubego (CRC), raka okrężnicy (COLON) i raka odbytnicy (RECTUM) w Europie, 1990-2016

Rycina 2. Roczna zmiana procentowa (APC) związana z wiekiem umieralności na raka jelita grubego (CRC), raka okrężnicy (COLON) i raka odbytnicy (RECTUM), 1990-2016

Rycina 3. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 4. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 5. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 6. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 7. Trendy standaryzowanego współczynnika zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 8. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 9. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-49 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 10. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 11. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 65-79 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 12. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 13. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-39 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 14. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 40-44 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 15. Trendy swoistego współczynnika zachorowalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 45-49 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 16. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 35-39 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 17. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 40-44 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 18. Trendy swoistego współczynnika umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupie wieku 45-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 19. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 20. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 35-49 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 21. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 22. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 23. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności na raka żołądka (C16) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 24. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 25. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 26. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 27. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 65-79 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 28. Trendy standaryzowanego współczynnika umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupie wieku 80 lat i więcej w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 29. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 30. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 31. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 50-64 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 32. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 33. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 80 lat i więcej lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 34. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 20-34 lata w Polsce w latach 1999-

Rycina 35. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 35-49 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 36. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 50-64 lata w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 37. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 38. Trendy standaryzowanego współczynnika zachorowalności z powodu raka trzustki (C25) w grupie wieku 65-79 lat w Polsce w latach 1999-2017

Rycina 39. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka jelita grubego na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

Rycina 40. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

Rycina 41. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka żołądka na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

Rycina 42. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka żołądka na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

Rycina 43. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik zachorowalności na raka trzustki na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

Rycina 44. Standaryzowany względem wieku (standard: populacja świata) współczynnik umieralności z powodu raka trzustki na świecie w 2020 roku (*GLOBOCAN 2020*)

## **XI. Spis tabel**

Tabela 1. Liczba zachorowań na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 2. Surowy współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 3. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 4. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 5. Liczba zgonów z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 6. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 7. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999 -2017

Tabela 8. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 9. Liczba zachorowań na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 10. Swoisty w grupie wieku współczynnik zapadalności na raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 11. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 12. Liczba zgonów z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 13. Swoisty w grupie wieku współczynnik umieralności z powodu raka jelita grubego (C18-C20) w grupach wieku w Polsce, 1999 - 2017

Tabela 14. Wskaźnik M/K umieralności na raka jelita grubego w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 15. Liczba zachorowań na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999 – 2017

Tabela 16. Surowy współczynnik zapadalności na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 17. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 18. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka żołądka w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 19. Liczba zgonów z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 20. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999- 2017

Tabela 21. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka żołądka (C16) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 22. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka żołądka w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 23. Liczba zachorowań na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 24. Surowy współczynnik zapadalności na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 25. Standaryzowany współczynnik zapadalności na raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 26. Wskaźnik M/K zachorowalności na raka trzustki w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017

Tabela 27. Liczba zgonów z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 28. Surowy współczynnik umieralności z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 29. Standaryzowany współczynnik umieralności z powodu raka trzustki (C25) w grupach wieku w Polsce w latach 1999-2017

Tabela 30. Wskaźnik M/K umieralności z powodu raka trzustki w grupach wieku w Polsce w latach 1999 i 2017