



$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

# ZASTOSOWANIA METOD STATYSTYCZNYCH W GEOGRAFII

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij})^2}{\hat{n}_{ij}}$$

$H_0 : \rho_1 = \rho_2$ ,      POD REDAKCJĄ  
KRZYSZTOFA JARZYNY

$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2$ .



**ZASTOSOWANIA METOD STATYSTYCZNYCH  
W GEOGRAFII**





**Instytut Geografii  
Uniwersytetu Jana Kochanowskiego  
w Kielcach**



**Zakład Geografii Miast i Ludności  
Instytutu Geografii  
i Przestrzennego Zagospodarowania PAN**

# **ZASTOSOWANIA METOD STATYSTYCZNYCH W GEOGRAFII**

Pod redakcją Krzysztofa Jarzyny

Kielce 2013

Recenzenci:  
Ewa Smolska, Jacek Szymańda

Redakcja i przygotowanie do druku:  
Krzysztof Jarzyna

Projekt okładki: Krzysztof Jarzyna  
Fotografie na okładce: Elżbieta Gorczyca

Copyright@2013 by the Institute of Geography  
The Jan Kochanowski University in Kielce

**ISBN 978-83-60026-47-2**

Wydawca: Instytut Geografii  
Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach  
ul. Świętokrzyska 15, 25-406 Kielce  
tel. 41 349-63-72, fax 41 349-63-73, e-mail: igeo@ujk.edu.pl

Druk:  
INFOMAX Kielce, ul. M. Opielińskiej 21  
tel. 41 368 38 08, fax 41 366 23 66  
e-mail: infomax@infomax.pl  
www.infomax.pl

## Spis treści

### Statystyka – pasja pewnego hydrologa

**Jarzyna Krzysztof, Żarnowiecki Grzegorz**

Życiowa droga – nie tylko naukowa – Profesora Henryka T. Mitoska..... 11

**Jarzyna Krzysztof**

Warunki meteorologiczne i hydrologiczne w dniu urodzin Profesora Henryka T. Mitoska na tle historycznym..... 28

### Inne opowieści statystyczne

**Wibig Joanna**

O współczynniku korelacji liniowej raz jeszcze..... 47

**Szmańda Jacek**

O atrakcyjności metody estymacji nieparametrycznej funkcji gęstości jako metody dyskryminacji..... 62

**Nowak Ewa**

Wybrane statystyczne metody oceny nierówności regionalnych w Polsce..... 78

**Królik Aneta**

Sytuacja demograficzna w województwie świętokrzyskim na tle kraju w latach 2010-2012..... 95



## **Statystyka – pasja pewnego hydrologa**







John Beck



**Grzegorz Żarnowiecki, Krzysztof Jarzyna**

Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach  
Zakład Bioklimatologii i Klimatologii Regionalnej

## **ŻYCIOWA DROGA – NIE TYLKO NAUKOWA – PROFESORA HENRYKA T. MITOSKA**

### **PUŁAWSKIE POCZĄTKI**

We wrześniu 2013 roku minęło prawie 47 lat od czasu, gdy Pan Profesor Henryk Mitosek postanowił poświęcić swoje życie zawodowe hydrologii i jednocześnie 15 lat, odkąd związał swoją zawodową drogę z Instytutem Geografii Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach (wówczas występującego jeszcze pod nazwą Wyższej Szkoły Pedagogicznej w Kielcach). Rok 2013 wieńczy pewien etap życia zawodowego Pana Profesora - etap, w którym praca jest koniecznością. Od tej pory praca staje się już tylko przyjemnością, jak zresztą i wcześniej bywała.

Należy też nadmienić, że Pan Profesor unika nazywania swojej osoby zarówno geografem, jak i hydrologiem. Często za to określa się jako hydraulik, czyli specjalista zajmujący się przepływami wody zarówno w rurach, jak i w rzekach i kanałach.

Równocześnie w bieżącym – 2013 roku – Pan Profesor Henryk Mitosek obchodzi swoje 70 urodziny. Urodził się w dniu 5 kwietnia 1943 roku w Puławach, jako najstarsze dziecko Henryka Mitoska (Starszego) i Joanny z Baranowskich Mitosek. Rodzice Pana Profesora dochowali się piątki dzieci – oprócz najstarszego Henryka jeszcze 2 córek i 2 synów. Ojciec Pana Profesora był znanym agroklimatologiem polskim, związanym z puławskim ośrodkiem badawczym. Pracę naukową podjął jeszcze jako student w trakcie wojny, pod nadzorem P. Lehmana kierując Agrometeorologiczną Placówką Badawczą Rolniczego Zakładu Badawczego Generalnego Gubernatorstwa w Puławach. Henryk Mitosek (Starszy) był związany z

ośrodkiem puławskim (od 1950 roku pod dzisiejszą nazwą IUNG) aż do 1962 roku, w latach 1957-62 kierując jako doktor Samodzielną Pracownią Meteorologii i Klimatologii Rolniczej (<http://www.iung.plawy.pl/Zaklady/ZAZI/historiaZA.html>).



Fot. 1. Pałac Czartoryskich w Puławach (to tu – w Osadzie pałacowej przez kilka lat mieszkał z rodziną młody Henryk Mitosek) – autor fotografii: Grzegorz Hałaś, praca udostępniona na stronie <http://pl.wikipedia.org/...>

Można powiedzieć, że urodził się Pan Profesor pod szczęśliwą gwiazdą. On i jego rodzina w miarę bezpiecznie przeżyli trudny czas okupacji niemieckiej, walk między wojskami niemieckimi i radzieckimi o Puławy, kilkumiesięcznego wysiedlenia, w czasie, gdy front ustabilizował się na linii Wisły oraz trudny czas powojenny, kiedy dzieci i młodzież (zwłaszcza męska) z upodobaniem zabawiała się pozostałymi po wojnie artefaktami, takimi jak granaty, czy pociski karabinowe. Po wojnie rodzina Pana Profesora zamieszkała najpierw w domu przy ulicy Zielonej, później zaś w Osadzie pałacowej w dawnym pałacu książąt Czartoryskich (fot. 1), w owym czasie i współcześnie siedzibie IUNG. To tu w Puławach ukończył Pan Profesor szkołę podstawową (wówczas w centrum miasta była tylko jedna), następnie zaś renomowane Liceum Ogólnokształcące im. Ks. Adama Czartoryskiego. W okresie przedwojennym i powojennym nauczycielami geografii w szkole byli znani klimatolodzy polscy – Antoni Kosiba i Włodzimierz Zinkiewicz. Również w Puławach młody Henryk Mitosek

---

działał w Związku Harcerstwa Polskiego. Tu zresztą poznał swoją przyszłą małżonkę – Zofię Komarkównę, obecnie Zofię Mitosek – teoretyka i historyka literatury, profesor Uniwersytetu Warszawskiego na Wydziale Polonistyki.

W roku 1962 rodzina Pana Profesora opuściła Puławę, by przenieść się do Lublina, gdzie Henryk Mitosek (Starszy) podjął pracę w Wyższej Szkole Rolniczej (dzisiejszy Uniwersytet Przyrodniczy). Młodszy Henryk wyruszył jednak w innym kierunku – na studia na Politechnice Warszawskiej na Wydziale Inżynierii Sanitarnej i Wodnej. Po pewnym czasie podobną drogą podążyło młodsze rodzeństwo Pana Profesora – siostry zostały lekarzami, bracia wybrali zaś podobnie jak Pan Profesor studia politechniczne.

### DROGA BADACZA

Studia ukończył Pan Profesor w czerwcu 1966 roku. Praca, którą przedstawił była pracą z dziedziny hydrologii i gospodarki wodnej. Po jej obronie uzyskał tytuł magistra inżyniera budownictwa wodnego.

W listopadzie tegoż 1966 roku Pan Profesor (wówczas jeszcze młody magister inżynier) rozpoczął jednoroczne asystenckie studia przygotowawcze w Katedrze Hydrologii i Gospodarki Wodnej Politechniki Warszawskiej jako asystent-stażysta. Jego mistrzem był w owych latach kierownik katedry – profesor Julian Lambor, wybitny polski hydrotechnik, hydrolog i meteorolog, były dwukrotny dyrektor PIHM. W roku 1967 po pomyślnym ukończeniu studiów przygotowawczych mgr inż. Henryk Mitosek został asystentem, a w rok później starszym asystentem w tejże Katedrze.

Od września 1970 roku, po reorganizacji Katedra zmieniła nazwę na Instytut Inżynierii Środowiska Politechniki Warszawskiej. W roku 1971 na zasłużoną emeryturę przeszedł profesor Julian Lambor, zaś jego funkcję przejął profesor Zdzisław Kaczmarek, wybitny polski hydrolog, autor podręcznika z 1970 roku pt.: *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*.

Był on promotorem dysertacji doktorskiej mgr inż. Henryka Mitoska, zatytułowanej: *Optymalizacja stochastycznych modeli retencjonowania podanych przez P.A.P. Morana i Z. Kaczmarka*. Po obronie pracy doktorskiej Henryk Mitosek uzyskał w październiku 1972 roku stopień naukowy doktora nauk technicznych nadany uchwałą Rady swojego Wydziału. W

latach 1973-80 dr inż. Henryk Mitosek pracował w Instytucie Inżynierii Środowiska PW na etacie adiunkta (w latach 1977-79 na urlopie naukowym).

W roku akademickim 1974/75 Pan Profesor (wówczas jeszcze doktor inżynier) odbył staż naukowy na Uniwersytecie Johna Hopkinsa w Baltimore w USA.

W tym czasie, przez 2 lata akademickie (1977/78 i 1978/79) był Pan Profesor pracownikiem Institut de Mécanique des Fluides Uniwersytetu Ludwika Pasteura w Strasburgu. Można by więc rzec, że pracował tam na dobrą markę polskich hydraulików. Pan Profesor prowadził we Francji badania rozprzestrzeniania się zanieczyszczeń wód podziemnych w obszarze ujęcia wody dla miasta i regionu Strasburga. Małżonka Pana Profesora prowadziła wówczas lektorat języka polskiego w tej samej uczelni.

W dniu 1 września 1980 roku Pan Profesor rozpoczął pracę w Instytucie Geofizyki PAN w Warszawie na stanowisku adiunkta. Początkowo (przez 2 lata) pełnił tam przejściowo obowiązki kierownika Pracowni Systemów Hydrologicznych, stworzonej kilka lat wcześniej przez prof. Witolda Strupczewskiego.

W dniu 3 lipca 1985 roku odbyło się przed Radą Naukową Instytutu Geofizyki PAN kolokwium habilitacyjne nad rozprawą autorstwa Pana Profesora zatytułowaną: *Stochastyczna struktura przepływu rzeczno-geologicznego*. Było ono podstawą dla uchwały Rady Naukowej Instytutu Geofizyki PAN w sprawie nadania stopnia naukowego doktora habilitowanego nauk fizycznych w zakresie hydrologii stochastycznej. W dniu 16 grudnia 1985 roku zatwierdziła ją CKK d/s Kadr Naukowych przy Prezesie Rady Ministrów. W dniu 1 lutego 1986 roku dr hab. inż. Henryk Mitosek został powołany na etat docenta w Instytucie Geofizyki PAN. Pracę w Instytucie kontynuował Pan Profesor – w latach późniejszych w wymiarze ½ etatu – do 2006 roku.

Od dnia 1 września 1998 roku jest Pan Profesor pełnoetatowym pracownikiem Instytutu Geografii Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach (początkowo pod nazwą Wyższej Szkoły Pedagogicznej, następnie Akademii Świętokrzyskiej, a później Uniwersytetu Humanistyczno-Przyrodniczego). Został tu zatrudniony na stanowisku profesora nadzwyczajnego. Prezydent RP Lech Kaczyński postanowieniem z dnia 19 kwietnia 2007 roku nadał Panu Profesorowi tytuł profesora nauk o Ziemi (do tego dnia było to tylko stanowisko, nie tytuł).

---

W okresie od 1 października 2005 do 30 września 2008 roku Pan Profesor Henryk Mitosek pełnił funkcję dyrektora Instytutu Geografii. Prawą ręką Pana profesora był w tej służbie świętej pamięci dr Robert Sołtysik. Za sprawy dydaktyczne odpowiadał zaś w okresie pełnienia funkcji dyrektora przez Profesora Mitoska dr Artur Kasprzyk, wdrażający nowe programy kształcenia studentów, mające uatrakcyjnić studia geograficzne. W czasie urzędowania Pana Profesora – w czerwcu 2007 – Instytut uzyskał uprawnienia do nadawania stopnia naukowego doktora nauk o Ziemi w zakresie geografii. Był to efekt wysiłku zarówno ówczesnej dyrekcji, jak i poprzedniego, wieloletniego dyrektora Instytutu i późniejszego dziekana Wydziału Matematyczno-Przyrodniczego UJK – świętej pamięci prof. Bartłomieja Jaśkowskiego. Profesor Henryk Mitosek był też w czasie swojej pracy w Kielcach kierownikiem zakładu – najpierw (w latach 2002-2009) Zakładu Geografii Regionalnej, następnie zaś Zakładu Bioklimatologii i Klimatologii Regionalnej (2009-2013).

Pan Profesor był uczestnikiem i kierownikiem szeregu zespołów badawczych realizujących zadania z zakresu hydrologii, hydrauliki i gospodarki wodnej.

W połowie lat 80.tych XX wieku, będąc pracownikiem Pracowni Systemów Hydrologicznych w Instytucie Geofizyki PAN w Warszawie kierował zespołem badawczym prowadzącym badania na temat: *Przegląd i analiza nowoczesnych metod gospodarki wodnej stosowanych na etapie projektowania i eksploatacji zbiorników wodnych*.

W latach 1990–92 Pan Profesor wykonywał jednoosobowo Projekt A.2. Światowej Organizacji Meteorologicznej (WMO) pt.: *Analyzing Long-Time Series of Hydrological Data and Indices with Respect to Climate Variability and Change*. Projekt ten sponsorowany był przez Instytut Geofizyki PAN w Warszawie i International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA) w Laxenburgu (Austria).

Profesor Henryk Mitosek uczestniczył jako wykonawca w realizacji 2 grantów Komitetu Badań Naukowych (dzisiaj jego zadania przejęło Narodowe Centrum Nauki:

- *Projektowanie hydrologiczne w zmieniającym się środowisku* (nr PB 1114/P2/94/06), projekt realizowany w latach 1994-96



oraz

- *Przegląd stosowalności parametrycznych metod estymacji statystycznych charakterystyk przepływów maksymalnych rocznych* (nr PB 0810/PO4/99), projekt realizowany w latach 1999-2002.

Kierownikiem obu projektów badawczych był prof. dr. hab. Witold Strupczewski.

Ponadto Pan Profesor recenzował jedną rozprawę habilitacyjną.

Wyniki badań Pana Profesora Henryka Mitoska i jego współpracowników prezentowane były w różnej formie – w publikacjach naukowych, w postaci wystąpień konferencyjnych oraz w raportach z realizacji projektów badawczych.

Pan Profesor opublikował łącznie 54 prace naukowe, z czego 41 po uzyskaniu stopnia doktora habilitowanego (w 1985 roku). Cztery z nich to pozycje książkowe:

- *Stochastyczna struktura przepływu rzecznoego*, wydana w 1984 roku,
- *Problemy hydrologii stochastycznej. Procesy stochastyczne, pola losowe i momenty liniowe*, wydana w 2003 roku
- *Metody statystyczne w hydrologii*, wydana w 2009 roku,
- *Wstęp do hydrauliki wód płynących* (w druku).

Cztery publikacje, których samodzielnym autorem lub współautorem był Pan Profesor ukazały się w czasopismach z tzw. Listy filadelfijskiej (ISI Master Journal List).

Pan Profesor uczestniczył w wielu konferencjach naukowych – zarówno krajowych, jak i zagranicznych. Przykładowo w 2003 roku wyniki badań, których Pan Profesor był autorem zostały przedstawione na konferencjach: EGS-AGU-EUG w Nicei (referat pt. *Confronting flood frequency model with data*) i w Lyonie we Francji, a następnie w Bhopalu w Indiach. Wielokrotnie brał też udział w dorocznych konferencjach International Urban Fellows' Association Uniwersytetu Johna Hopkinsa w Baltimore w USA, gdzie przedstawiał prace z zakresu ochrony środowiska w obszarach miejskich.

Wyniki wspomnianego wcześniej projektu zamówionego przez Światową Organizację Meteorologiczną, dotyczącego poznania długookresowych trendów procesów hydrologicznych w kontekście badań globalnych zmian klimatu zawarł Pan Profesor w raporcie: *Occurrence of Climate Variability and Change within the Hydrological Time Series*. A

---

*Statistical Approach*. Został on opublikowany przez International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA) w 1992 roku.

Zestawienie wszystkich publikacji Pana Profesora Henryka Mitoska przedstawiono po niniejszym opracowaniu.



Fot. 2. Na wyjeździe w Grecji wraz z członkami Stowarzyszenia Geomorfologów Polskich (fotografia z archiwum Profesora H. T. Mitoska)

Był też Pan Profesor członkiem szeregu organów kolegialnych. Był członkiem:

- redakcji kwartalnika Acta Geophysica Polonica (w latach 1985-2003),
- Rady Naukowej Instytutu Geofizyki PAN w Warszawie (w latach 1988-98),
- Komitetu Gospodarki Wodnej PAN (w latach 1989-91),
- Komitetu Geofizyki PAN (w latach 1994-96).

Do dnia dzisiejszego Profesor Henryk Mitosek jest członkiem International Urban Fellows' Association Uniwersytetu Johna Hopkinsa w Baltimore w USA.

Dorobek badawczy Profesora Henryka Mitoska był wielokrotnie nagradzany.

Za rozprawę doktorską otrzymał on w 1973 roku indywidualną Nagrodę trzeciego stopnia Ministra Nauki, Szkolnictwa Wyższego.

W roku 1986 otrzymał Nagrodę Sekretarza Naukowego PAN za kierowanie zespołem oraz udział w pracy pt. *Przegląd i analiza nowoczesnych metod gospodarki wodnej stosowanych na etapie projektowania i eksploatacji zbiorników wodnych*.

Wielokrotnie – w latach 1966-80 – był też nagradzany za osiągnięcia w pracy naukowej i dydaktycznej byłem przez Rektora Politechniki Warszawskiej.

Ukoronowaniem dowodów uznania dla znaczenia dorobku naukowego Pana Profesora Henryka Motorka było odznaczenie go w dniu 9 września 2005 roku Złotym Krzyżem Zasługi przez Prezydenta Rzeczypospolitej Polskiej Aleksandra Kwaśniewskiego.

#### DROGA WYKŁADOWCY

Praca w uczelni wyższej wiąże się nie tylko z realizacją badań naukowych, ale również z prowadzeniem zajęć dla studentów. Podstawą do nich było ukończenie w 1967 roku, po złożeniu kolokwium, dwusemestralnego szkolenia pedagogicznego.

W ramach działalności dydaktycznej Pan Profesor Henryk Mitosek prowadził w Politechnice Warszawskiej ćwiczenia z przedmiotów: hydrologia, hydrologia i meteorologia, gospodarka wodna, metody matematyczne w gospodarce wodnej oraz metody statystyczne. Później prowadził wykład i ćwiczenia na temat metod statystycznych i metod matematycznych w gospodarce wodnej. Pod kierunkiem Pana Profesora wykonano w tym czasie jedną pracę magisterską.

---

Zajęcia dydaktyczne prowadził Pan Profesor również w Instytucie Geografii UJK. Były to wykłady i konwersatoria poświęcone hydrologii (m.in.: hydrologia dynamiczna, ekohydrologia, metody opracowań hydrologicznych i klimatologicznych), metodom statystycznym (podstawy statystyki dla geografów) oraz fizyce i chemii Ziemi. Zajęcie prowadził ze swadą, w obrazowy sposób tłumacząc procesy zachodzące w środowisku wodnym. Większość wysiłku dydaktycznego Pana Profesora związana była jednak z opieką nad magistrantami w ramach seminarium i pracowni magisterskiej i magisterskich ćwiczeń terenowych. Pod kierunkiem Pana Profesora Henryka Mitoska wykonało prace dyplomowe około sześćdziesięciu magistrantów. Pan Profesor uchodził wśród studentów za bardzo wymagającego, ale życzliwego opiekuna naukowego.

Jako pracownik Instytutu Geofizyki PAN wypromował dwóch doktorów - dr Mariusza Ziaję i dr Tomasza Szymczaka - obu z Instytutu Melioracji i Użytków Zielonych w Falentach.

#### NIE SAMĄ PRACĄ ŻYJE CZŁOWIEK

Poza pracą realizował też Pan Profesor Henryk Mitosek wiele pasji w życiu prywatnym. Małżonka Pana Profesora poświęciła swoją drogę badawczą literaturze. Oboje umiłowali jednak przyrodę i podróże, jeszcze jako puławscy harcerze podróżując po Polsce. W czasie pobytu we Francji zjeździli samochodem pół Europy Zachodniej. Obecnie lubią spacerować kazimierskimi wąwozami (bo właśnie w Kazimierzu Dolnym – rodzinnym mieście małżonki się osiedlili), ale również odwiedzać odległe zakątki świata, takie jak: Grecja (fot. 2), czy Jukatan.

Mają 2 córki: Małgorzatę (urodzoną w 1968 roku) oraz Barbarę (urodzoną w 1984 roku) obie związane z Polską i Francją, której mieszkańcom Zofia Mitoskowa przez wiele lat przybliżyła polską kulturę i literaturę.

Zapamiętamy Pana Profesora jako osobę skromną – lubiącą cieszyć się prostymi przyjemnościami życia, niezwykle oszczędną oraz lubiącą dzielić się swoimi pasjami – co i rusz bowiem w skrzynkach naszej poczty elektronicznej pojawiały się cieszące oko przesyłki od Pana Profesora.

*W przygotowaniu powyższego tekstu wykorzystano życiorys naukowy autorstwa samego Profesora Henryka T. Mitoska, opracowany przez niego dla Instytutu Geografii UJK w Kielcach.*

## **SPIS PRAC I PUBLIKACJI PROF. HENRYKA T. MITOSKA**

*zestawienie przygotował Krzysztof Jarzyna  
(Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach, Zakład Bioklimatologii i  
Klimatologii Regionalnej)*

### **Prace na stopień naukowy**

- praca doktorska: *Optymalizacja stochastycznych modeli retencjonowania podanych przez P.A.P. Morana i Z. Kaczmarka*, napisana pod kierunkiem profesora Zdzisława Kaczmarka, obroniona w 1972 roku;
- rozprawa habilitacyjna: *Stochastyczna struktura przepływu rzeczno-*  
*kolokwium habilitacyjne w 1985 roku.*

### **Publikacja książkowe**

- **Mitosek H.T.**, 1984, *Stochastyczna struktura przepływu rzeczno-*  
*Wydawnictwo Geologiczne, Warszawa.*
- **Mitosek H.T.**, 2003, *Problemy hydrologii stochastycznej. Procesy*  
*stochastyczne, pola losowe i momenty liniowe*, Wydawnictwo Akademii  
Świętokrzyskiej, Kielce.
- **Mitosek H.T.**, 2009, *Metody statystyczne w hydrologii*, Wydawnictwo  
*Uniwersytetu Humanistyczno-Przyrodniczego Jana Kochanowskiego w*  
*Kielcach, Kielce, 259.*

- 
- **Mitosek H.T.**, 2013, *Wstęp do hydrauliki wód płynących*, Wydawnictwo UJK w Kielcach, Kielce. (w druku, stan w dniu 10.09.2013)

### Rozdziały w monografiach naukowych

- **Mitosek H.T.**, 1996, *Ocena ewentualnych zmian klimatu w Polsce i jej sąsiedztwie na podstawie danych [w:] Wpływ niestacjonarności globalnych procesów geofizycznych na zasoby wodne Polski* (Kaczmarek Z. red.), Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej, Warszawa, ss. 1-32.
- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1993, *Polie dożdiowych osadkow, postrojenoie po reliefu, [w:] Modelirowanie gidrologiczeskiego cikła riecznych wodosborow* (Kuczment L.S., Muzylew E.L. eds.), Russian Academy of Sciences, National Geophysical Committee, Moscow, ss. 173-180.
- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1995, *Some aspects of hydrological design under non-stationarity [w:] New Uncertainty Concepts in Hydrology and Water Resources* (Kundzewicz Z. W. red.), Cambridge University Press, ss. 39-44.

### Artykuły w czasopismach zagranicznych

- **Mitosek H.T.**, 1995, *Climate variability and change within the discharge time series. A statistical approach*, *Climate Change*, 29, ss. 101-116.
- **Mitosek H.T.**, 2000, *On stochastic properties of daily river flow processes*, *Journal of Hydrology*, 228/2-4, ss. 188-205.
- **Mitosek H.T.**, Strupczewski W.G., Singh V.P., 2006, *Three procedures for selection of annual flood peak distribution*, *Journal of Hydrology*, 323, ss. 57-73.

- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1991, *How to deal with nonstationarity time series in the hydrological projects*, *Mitteilungsblatt des Hydrographischen Dienstes in Österreich*, 65/66, ss. 36-40.
- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, Kochanek K., Singh V.P., Węglarczyk S., 2006, *Probability of correct selection from lognormal and convective diffusion Models based on the likelihood ratio*, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 20, 3, ss. 152–163.
- Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., Kochanek K., **Mitosek H.T.**, 2006, *Complementary aspects of linear flood routing modeling and flood frequency analysis*, *Hydrological Processes*, 20, 19, ss. 3535-3554.

#### **Artykuły w czasopismach polskich**

- **Mitosek H.T.**, 1970, *Przebieg standaryzowanej funkcji autokorelacyjnej i funkcji gęstości widmowej średnich przepływów rocznych przy różnych terminach początku roku w wybranych profilach hydrometrycznych*, *Przegląd Geofizyczny*, XV, 2, ss. 169-178.
- **Mitosek H.T.**, 1973, *Optymalizacja stochastycznych modeli retencjonowania podanych przez P.A.P. Morgana i Z. Kaczmarka*, *Archiwum Hydrotechniki*, XX, 3, ss. 309-335 (streszczenie pracy doktorskiej).
- **Mitosek H.T.**, 1974, *Generation of a multivariate cyclic process of river flow*, *Journal of Hydrological Sciences*, I, 1-2, ss. 55-61.
- **Mitosek H.T.**, 1977, *Comment on a „Bayes approach for simulating sediment yield” by F. Szidarovsky, S. Yakowitz and R. Kszysztofowicz*, *Journal of Hydrological Sciences*, IV, 3-4, ss. 235-237.
- **Mitosek H.T.**, 1978, *Does the Hurst phenomenon exist?*, *Journal of Hydrological Sciences*, V, 2, ss. 115-125.

- 
- **Mitosek H.T.**, 1984, *Zagadnienie skali w hydrologii*, Przegląd Geofizyczny, XXIX, 4, ss. 509-516.
  - **Mitosek H.T.**, 1984, *Secular properties of the river flow in aspect of the rescaled range - the Hurst phenomenon*, Acta Geophysica Polonica, XXXII, 1, ss. 95-101.
  - **Mitosek H.T.**, 1984, *Precipitation: input to hydrological models*, Acta Geophysica Polonica, XXXII, 1, 1984, ss. 393-408.
  - **Mitosek H.T.**, 1989, *Wyznaczanie maksymalnych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie wystąpienia*, Przegląd Geofizyczny, XXXIV, 1, ss. 53-63.
  - **Mitosek H.T.**, 1992, *Odzwierciedlenie wahań klimatu w rocznych seriach czasowych. Podejście statystyczne*, Przegląd Geofizyczny, XXXVII, 1-2, 1992, ss. 7-17.
  - **Mitosek H.T.**, 1992, *Temperatura powietrza w Puławach w ciągu lat 1971-1990. II. Ewentualność zmian klimatu na podstawie średniej temperatury miesięcznej*, Pamiętnik Puławski - Prace IUNG, 100, ss. 27-36.
  - **Mitosek H.T.**, 1993, *Informacyjne kryterium Akaike i jego wykorzystanie w hydrologii. I. Dobór typu rozkładu prawdopodobieństwa*, Przegląd Geofizyczny, XXXVIII, 1, ss. 19-23.
  - **Mitosek H.T.**, 1993, *Informacyjne kryterium Akaike i jego wykorzystanie w hydrologii. II. Dobór rzędu modelu autoregresyjnego*, Przegląd Geofizyczny, XXXVIII, 2, ss. 131-135.
  - **Mitosek H.T.**, 1994, *Odzwierciedlenie wahań klimatu w miesięcznych ciągach przepływu rzecznoego - Podejście statystyczne*, Przegląd Geofizyczny, XXXIX, 1, ss. 17-27.



- **Mitosek H.T.**, 1994, *Odzwierciedlenie wahań klimatu w ciągach średnich temperatur miesięcznych Polski i jej okolic - Podejście statystyczne*, Przegląd Geofizyczny, XXXIX, 3, ss. 239-248.
- **Mitosek H.T.**, 1994, *Odzwierciedlenie wahań klimatu w ciągach miesięcznych wysokości opadu Polski i jej okolic - Podejście statystyczne*, Przegląd Geofizyczny, XXXIX, 4, ss. 351-357.
- **Mitosek H.T.**, 1995, *Reflection of climate variability within the monthly mean time series of temperature in high mountains: a statistical approach*, Acta Geophysica Polonica, XLIII, 1, ss. 101-109.
- **Mitosek H.T.**, 1997, *Climate variability impact on temperature and discharge monthly time series in the Baltic sea drainage area*, Acta Geophysica Polonica, XLV, 2, ss. 157-164.
- **Mitosek H.T.**, 1997, *Pewne własności losowe rzeczno-procesu przepływów dobowych*, Przegląd Geofizyczny, XLII, 2, ss. 137-153.
- **Mitosek H.T.**, 1997, *Pewne własności procesu opadów dobowych na przykładzie danych puławskich*, Pamiętnik Puławski - Prace IUNG, 110, ss. 91-102.
- **Mitosek H.T.**, 1998, *Some remarks on detecting non-stationarity in natural processes*, Geographia Polonica, 71, ss. 35-38.
- **Mitosek H.T.**, 1998, *Metoda momentów ważonych prawdopodobieństwem i L-momentów*, Przegląd Geofizyczny, XLIII, 3-4, ss. 165-182.
- Kundzewicz Z.W., Budzianowski R.J., **Mitosek H.T.**, Napiórkowski J.J., 1984, *Hydrologic input signals: idealization and reality*, Acta Geophysica Polonica, XXXII, 1, ss. 341-362.
- Kundzewicz Z.W., **Mitosek H.T.**, 1984, *Remarks on looped stage-discharge relationships (rating curves)*, Acta Geophysica Polonica, XXXII, 1, ss. 409-418.

- 
- **Mitosek H.T.**, Strupczewski W.G., 1975, *The error of the empirical selection of the predictors in statistical forecast and possibilities for its elimination*, Journal of Hydrological Sciences, II, 1-2, ss. 71-94.
  - **Mitosek H.T.**, Strupczewski W.G., 1996, *Can series of maximal annual flow discharges be treated as realizations of stationary processes?*, Acta Geophysica Polonica, XLIV, 1, ss. 61-77.
  - Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1990, *Deterministic model of rainfall surface with topographic information*, Acta Geophysica Polonica, XXXVIII, 2, ss. 169-189.
  - Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., **Mitosek H.T.**, 2003, *Physics of flood frequency analysis. II. Convective diffusion model versus lognormal model*, Acta Geophysica Polonica, 51, 1, ss. 85-106.

#### **Raporty kończące projekty badawcze**

- **Mitosek H.T.**, 1992, *Occurrence of climate variability and change within the hydrological time series. A statistical approach*, Collaborative Paper, CP-92-05, Schloss Laxenburg.

#### **Streszczenia konferencyjne (wybór)**

- **Mitosek H. Jr**, 1971, *Stochastic structure of a process of average monthly flows*, Proceedings of the Symposium IAHS, 1971, Warsaw, ss. 103-116.
- **Mitosek H.T.**, 1997, *Momenty ważone prawdopodobieństwem i L-momenty*, Materiały Sympozjum Jubileuszowego Polskiego Towarzystwa Geofizycznego, 12-14 listopada 1997, Warszawa, ss. 107-112.

- **Mitosek H.T.**, 1999, *Odzwierciedlenie zmian klimatu w czasowych szeregach przepływów rzek polskich*, Materiały Ogólnopolskiej konferencji naukowej: *Zmiany i zmienność klimatu Polski. Ich wpływ na gospodarkę, ekosystemy i człowieka*, 4-6 listopada 1999, Łódź, ss. 189-194.
- **Mitosek H.T.**, Strupczewski W.G., Singh V.P., 2002, Toward an objective choice of an annual flood peak distribution, Proc. the 5<sup>th</sup> International Conference on Hydro-Science-and Enginnering, September 18-20, 2002, Warsaw, CD-ROM.
- Strupczewski W.G., Kiczko R.I., Kundzewicz Z.W., Napiórkowski J.J., **Mitosek H.T.**, 1975, *Stochastic properties of the processes transformed in linear hydrological systems*, Proceedings of the Bratislava Symposium IAHS-AISH, Publ. 115, ss. 231-237.
- Strupczewski W.G., Kiczko R.I., Kundzewicz Z.W., Napiórkowski J.J., **Mitosek H.T.**, 1975, *Transformation of the processes in the linear hydrological systems*, Proceedings of the Second World Congress IARA, New Delhi, ss. 33-43.
- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1992, *Rainfall surface built on topography*, Proceedings of an International Workshop *Geostatistical Methods: Recent Developments and Applications in Surface and Subsurface Hydrology*, (ed. A. Bardossy), 17-19 July 1990, Karlsruhe, wydane przez UNESCO, Paris, ss. 154-161.
- Strupczewski W.G., **Mitosek H.T.**, 1998, *Investigation of trend in annual peak flow series. III. Flood analysis of Polish rivers*, Proceeding of the Second International Conference on Climate and Water, 17-20<sup>th</sup> August 1998, Espoo, Finland, ss. 264-272.
- Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., Kochanek K., **Mitosek H.T.**, 2003, Transfer of experience, knowledge and techniques between Linear Flood Routing Modelling and Flood Frequency Analysis. International Conference on Water and Environment WE-2003, 2003, Bhopal (India).

- 
- Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., Kochanek K., **Mitosek H.T.**, 2003, *Confronting flood frequency model with data*, EGS-AGU-EUG Joint Assembly, 2003, Nice (France), Abstract No: EAE03-A-01701.
  - Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., Kochanek K., **Mitosek H.T.**, 2003, *Linear Flood Routing Modelling and Flood Frequency Analysis - similarity of techniques*, Colloquium 10, Local and regional estimation of extreme hydrological events, – 16<sup>th</sup> Annual Entretiens du Centre Jacques Cartier Conference Series, 2003, Lyon (France).

**Krzysztof Jarzyna**Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach  
Zakład Bioklimatologii i Klimatologii Regionalnej**WARUNKI METEOROLOGICZNE I HYDROLOGICZNE  
W DNIU URODZIN PROFESORA HENRYKA T. MITOSKA  
NA TLE HISTORYCZNYM****Streszczenie**

Dzień urodzin Pana Profesora Henryka Mitoska – 5 kwietnia 1943 roku – był w Puławach cieplejszy niżby to wynikało z pory roku - temperatura maksymalna wynosiła w tym dniu 11,2°C, zaś minimalna 3,1°C. Dzień był pochmurny, chociaż bez opadów. Opierając się na dostępnych danych można stwierdzić, że na świecie temperatura powietrza zawierała się w przedziale od poniżej -30°C w Arktyce Kanadyjskiej do ponad +40°C w północnych Indiach. Wartości te wyraźnie różniły się od przeciętnych dla kwietnia temperatur powietrza, podobnie jak w zachodniej Europie, nad którą napłynęła ciepła masa powietrza z południowego zachodu. Wśród zjawisk hydrologicznych, które miały miejsce w kwietniu 1943 roku wyraźnie zaznaczyła się powódź w dorzeczu Missouri w USA, jedna z największych w tym regionie od końca XIX wieku. Pytanie, czy warunki meteorologiczne i hydrologiczne występujące w badanym dniu mogło zapowiadać przyszłe powołanie Pana Profesora pozostaje jednak w dalszym ciągu bez jednoznacznej odpowiedzi.

**WPROWADZENIE**

Według tradycji Temudżyn (bardziej znany pod później przybranym imieniem Czyngis-chan) urodził się z grudką zakrzepniętej krwi zaciśniętą w piąstce. Nic nie wiadomo, aby Henryk Mitosek (Młodszy) w podobny sposób ogłosił światu swoje przybycie. Ale też jego przeznaczeniem nie były

---

podboje, gwałt i rozlew krwi, ale znojne poznawanie prawideł rządzących przepływem wód rzecznych.

Niemniej jednak moment urodzin można uznać za przełomowy w jego życiu. Czy najważniejszy? Nie nam o tym sądzić; ale z całą pewnością był to pierwszy z przełomowych momentów.

Postawmy więc pytanie: Czy zachowanie przyrody w dniu urodzin przyszłego profesora Henryka Mitoska (5 kwietnia 1943 roku) pozwalało przypuszczeń, że oto urodził się przyszły wybitny hydrolog (czy też hydraulik, jak zwykł o sobie mawiać Profesor)? Aby rozwiązać ten dylemat przeanalizowano, w oparciu o dostępne informacje i dane, warunki meteorologiczne i hydrologiczne w tym dniu w Polsce i na świecie. Analizę tę poprzedzono opisem tła historycznego okresu przed i po narodzinach Pana Profesora.

#### TŁO HISTORYCZNE

Kiedy Henryk Mitosek (wówczas jeszcze nie profesor) wydał ze swoich płuc pierwszy krzyk, świat pogrążony był w szaleństwie II Wojny Światowej.

Do Puław, w których się urodził, wojna dotarła szybko – mimo, że leżały w głębi kraju. Obecność strategicznej przeprawy mostowej przez Wisłę spowodowała, że już od pierwszych dni września 1939 roku miasto stało się ofiarą ataków Luftwaffe. Szczególnie niszczyielskie ataki powietrzne spadły na Puław w dniach 3 września i 6 września 1939 roku. W dniu 15 września po tym, jak z miasta dzień wcześniej wycofały się oddziały broniącego go 1 Pułk Strzelców Konnych, wkroczyły do niego wojska niemieckie. W ten sposób rozpoczęła się dla Puław trwająca prawie 5 lat okupacja niemiecka (<http://dawnepulawy.pl/Kalendarium.php>).

W dniu urodzin Pana Profesora nic nie zapowiadało rychłej porażki Niemców i ich sojuszników, chociaż szala zwycięstwa zaczęła przechylać się na stronę Aliantów. Minęło już kilka miesięcy od zwycięskiej dla armii radzieckiej bitwy stalingradzkiej. Dalszy postęp Rosjan został jednak powstrzymany pod Charkowem. Niemcy w dalszym ciągu okupowali Białoruś i Ukrainę. Ich wojska (wsparte przez Finów) blokowały Leningrad (dzisiejszy Sankt Petersburg) i znajdowały się około 200 km od Moskwy. W północnej Afryce działania wojenne wkraczały w rozstrzygającą fazę – wycofujące się przez pół roku oddziały niemieckie i włoskie broniły się już tylko na terenie Tunezji. Także w Bitwie o Atlantyk – toczony głównie

---

między niemieckimi okrętami podwodnymi, a alianckimi okrętami wojennymi i lotnictwem morskim – zaczęli przeważać Alianci. Na południowo-zachodnim Pacyfiku Aliantom udało się odwrócić koleje wojny i po trwających przez pół roku zmaganiach o wyspę Guadalcanal w archipelagu Wysp Salomona przejść do ofensywy. Również tu koniec wojny był jednak odległy, a armia japońska podejmowała jeszcze nie raz operacje ofensywne – zwłaszcza na granicy Birmy i Indii i w Chinach (Polit i in., 2012).

Do połowy 1943 roku zakończono też praktycznie deportację ludności żydowskiej z gett Generalnego Gubernatorstwa do obozów zagłady, gdzie większość przybyłych została w krótkim czasie uśmiercona. Społeczności żydowskiej nie było już jednak wtedy w Puławach. Według spisu powszechnego z 1931 roku w Puławach zamieszkiwało 3590 wyznawców religii mojżeszowej, którzy stanowili około 40% mieszkańców miasta. Po wkroczeniu Niemców w 1939 roku wszyscy Żydzi w wieku 14–60 lat zostali objęci przymusem pracy i zmuszeni do noszenia opasek z gwiazdą Dawida. Pod koniec grudnia 1939 roku żydowskim mieszkańcom Puław nakazano przygotować się do opuszczenia miasta w ciągu 48 godzin. Kolumna około 2,5 tys. puławskich Żydów wyruszyła do Opolu Lubelskiego. W trakcie przemarszu śmierć z wyziębienia poniosło wielu z nich, głównie dzieci i osoby starsze. Osoby niezdolne do marszu zamknięto w puławskiej synagodze, gdzie też zmarły z wyziębienia. Na początku następnego roku kolejne transporty pozostałych puławskich Żydów wyruszyły do Nałęczowa, Baranowa, Ryk i Końskowoli. Ostatni żydowscy mieszkańcy Puław, zatrudnieni w obozach pracy przymusowej zostali rozstrzelani na miejscu lub wysłani do obozów śmierci w 1943 roku (<http://sztetl.org/pl/...>).

Przymus pracy dotyczył nie tylko ludności żydowskiej Generalnego Gubernatorstwa i żydowskich przesiedleńców z Niemiec i Protektoratu Czech i Moraw, ale również Polaków. W Puławach w trakcie okupacji istniał obóz Baudienst (Służby Budowlanej). Przymusową pracę przy budowie drugiej nitki linii kolejowej w kierunku Lublina wykonywali tam tzw. junacy (przeważała wśród nich młodzież, ale formalnie w oddziałach tych służyła ludność męska w wieku od 18 do 60 lat). Skoszarowanie pracowników wynikało z uchylania się Polaków od pracy, była ona bowiem wyczerpująca i praktycznie bezpłatna (<http://www.mmpulawy.pl/...1>).

Na terenie miasta i w jego okolicach działała też konspiracja w ramach ZWZ, a potem AK (Obwód Puławy). Działania te powodowały niemieckie represje wobec ludności cywilnej. Najbardziej znanym ich przykładem była

---

publiczna egzekucja 20 mieszkańców Góry Puławskiej i sąsiednich wsi przeprowadzona 29 października 1942 roku (<http://www.mmpulawy.pl/...2>), będąca odpowiedzią na zlikwidowanie pary informatorów gestapo przez AK. Ostre represje w stosunku do ludności wiejskiej rejonu Puław, Kazimierza Dolnego i Bochofnicy spowodował też udany napad na Komunalną Kasę Oszczędności w Puławach na początku listopada 1942 roku (<http://www.brulion-kazimierski.pl/...>).

W okresie okupacji w Puławach nadal działał badawczy instytut rolniczy (przed wojną Państwowy Instytut Naukowy Gospodarstwa Wiejskiego). Wiosną 1940 roku przejęły go władze niemieckie. Jego nazwę zmieniono na Rolniczy Zakład Badawczy Generalnego Gubernatorstwa w Puławach, a dyrektorem mianowano Fritza Christiansena-Wenigera. Co prawda pewna liczba pracowników zakładu badawczego została aresztowana podczas okupacji, ale znalezienie się w obrębie niemieckiej instytucji zapewniało polskim pracownikom swojego rodzaju ochronę i pewne źródło dochodu. Niemieckiemu kierownictwu zależało bowiem na bezproblemowych relacjach z Polakami, co pozwalało trzymać z dala od zakładu badawczego niemieckie władze wojskowe i policyjne. W ten sposób instytut stał się punktem zaczepienia dla wielu pracowników naukowych z całej Polski – z Warszawy, Poznania, Dublan i in. (<http://historiaiung.pulawy.pl/...>). W ramach zakładu badawczego działała też Agrometeorologiczna Placówka Badawcza, którą pod nadzorem P. Lehmana kierował Henryk Mitosek (Starszy), ojciec Pana Profesora.

Wyzwolenie miasta spod okupacji niemieckiej przez wojska 1 Frontu Białoruskiego i żołnierzy AK nastąpiło 26 sierpnia 1944 roku. Nie oznaczało to końca wojennej zawieruchy dla mieszkańców Puław. Zostali oni bowiem wysiedleni ze strefy przyfrontowej (linia frontu ustabilizowała się do stycznia 1945 roku na linii Wisły). Po powrocie do miasta na początku 1945 roku ludność cywilna zastała Puławy zniszczone w około 60%. Ten sam los był też udziałem niespełna 2-letniego Henryka Mitoska i jego rodziny.

#### POGODA W DNIU 5 KWIETNIA 1943 ROKU

Według danych ze stacji meteorologicznej Rolniczego Zakładu Badawczego GG w dniu urodzin Henryka Mitoska Młodszego średnia



dobowa temperatura powietrza w Puławach wyniosła 8,2°C. Temperatura maksymalna wynosiła w tym dniu 11,2°C, zaś minimalna 3,1°C.

Wilgotność względna w II terminie pomiarowym wyniosła 5 kwietnia 1943 roku 64%. W dniu tym nie zarejestrowano opadu, było jednak pochmurno, na co wskazuje małe usłonecznienie – tylko 0,8 godz. (tab. 1).

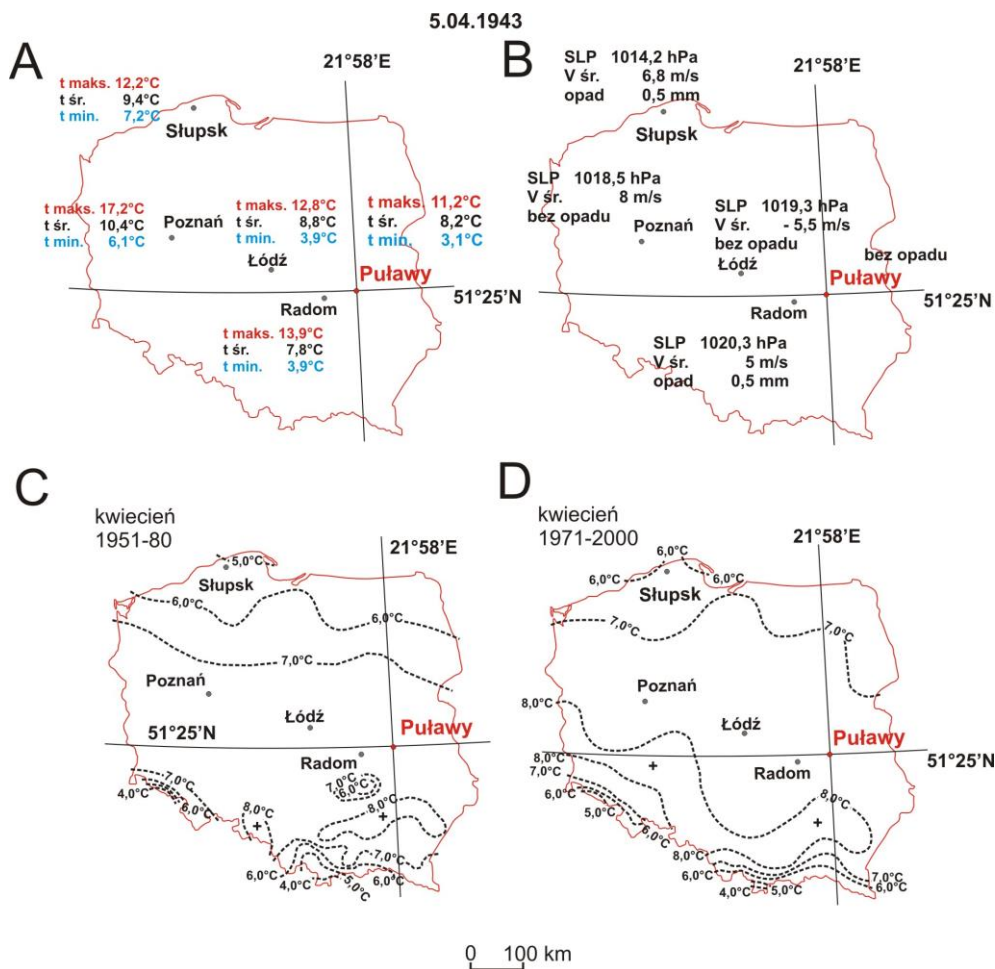
Tab. 1. Warunki pogodowe na stacji meteorologicznej Agrometeorologicznej Placówki Badawczej Rolniczego Zakładu Badawczego Generalnego Gubernatorstwa w Puławach ( $\phi$  - 51°25'N,  $\lambda$  - 21°58'E, h – 142 m n.p.m.) w dniu 5 kwietnia 1943 roku

temperatura powietrza (°C)			wilgotność względna – 13:00 (%)	opady (mm)	usłonecznienie (h)
średnia	minimalna	maksymalna			
3,1	8,2	11,2	64	brak	0,8

źródło: materiały Zakładu Agrometeorologii i Zastosowań Informatyki IUNG w Puławach

Pogodę panującą w dniu 5 kwietnia 1943 roku można opierając się nas klasyfikacji A. Wosia (1999) zaliczyć do typu pogody ciepłej – w tym do grupy pogody umiarkowanie ciepłej (średnia dobowo temperatura powietrza w zakresie do 5,1°C do 15,0°C). W okresie 1951-80 był to najczęstszy w kwietniu typ pogody w Polsce – pojawiający się w ponad 2/3 dni. Najczęściej towarzyszyła mu pogoda pochmurna, ze średnim dobowym całkowitym zachmurzeniem nieba 21-79% (Woś, 1999).

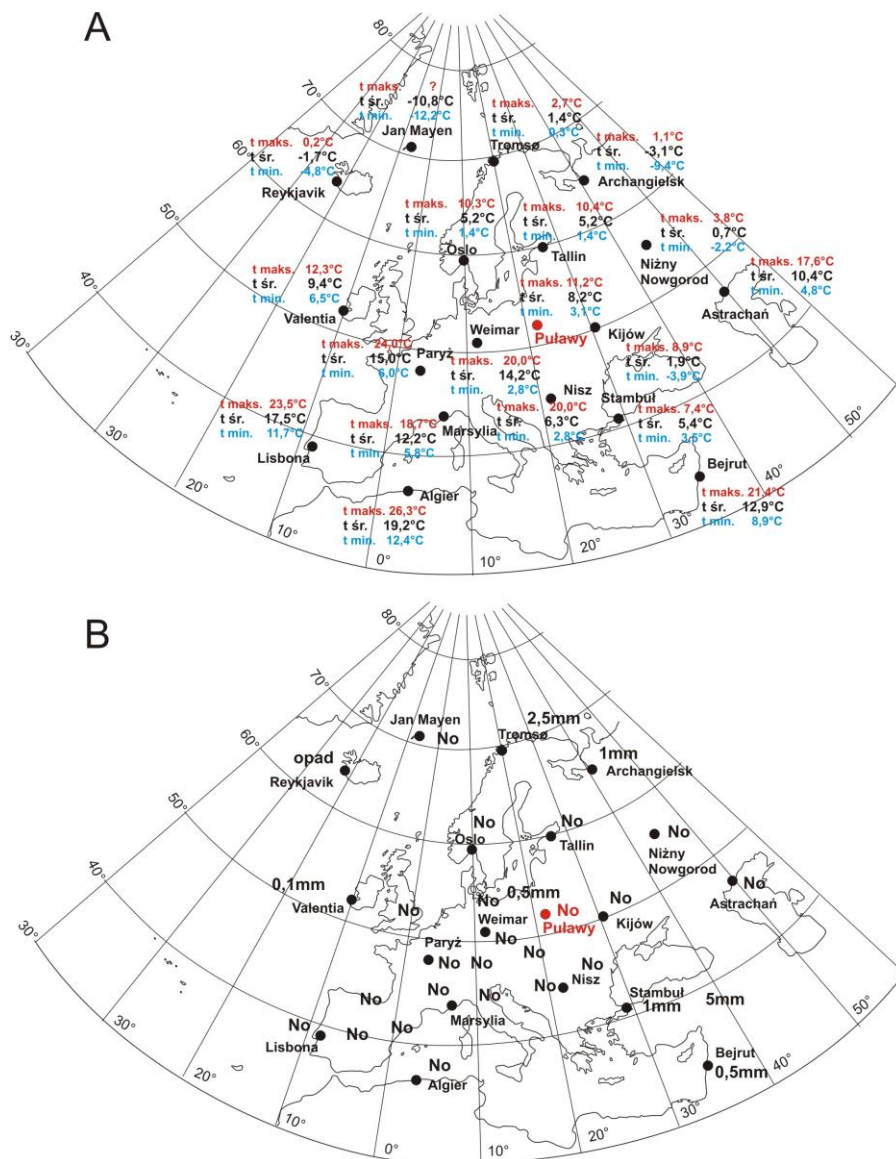
Niemniej jednak, jeśli zestawimy wartości średniej dobowej temperatury powietrza w dniu 5 kwietnia 1943 roku w Puławach i w kilku innych miejscowościach leżących obecnie w granicach Polski z wartościami średniej temperatury kwietnia, okazuje się, że w badanym dniu było cieplej niż przeciętnie. Dotyczy to zarówno porównania z warunkami w stosunkowo chłodnym jak na XX wiek 30-leciu 1951-80, jak i w ciepłym 30-leciu 1971-2000 (ryc. 1). Należy też pamiętać, że mamy do czynienia z początkiem kwietnia, kiedy – jak pokazuje przykład roku 2013 – można spodziewać się również temperatur ujemnych. Jeszcze dobitniej pokazuje to, że początek kwietnia 1943 roku był w Polsce cieplejszy niż zwykle.



Ryc. 1. Warunki meteorologiczne w Polsce w dniu 5 kwietnia 1943 roku (A – temperatura powietrza, B – ciśnienie atmosferyczne na poziomie morza, prędkość wiatru, opad) na tle średniej temperatury powietrza w kwietniu (C – w okresie 1951-80, na podstawie: Kozłowska-Szczęśna, 1993, D – w okresie 1971-2000, na podstawie: Atlas klimatu Polski, 2005)

W dniu 5 kwietnia 1943 roku można zauważyć zarówno cechy strefowości, jak i astrefowości w rozkładzie temperatury powietrza w Europie (ryc. 2A). Najzimniej było w Europie Północnej. Ujemna średnia dobowa temperatura powietrza występowała na Islandii i wyspie Jan Mayen oraz w Archangielsku. Stosunkowo chłodno było też w centralnej Rosji i we wschodniej Ukrainie, gdzie minimalna dobowa temperatura powietrza spadała poniżej 0°C. Najcieplej było w Europie Południowo-

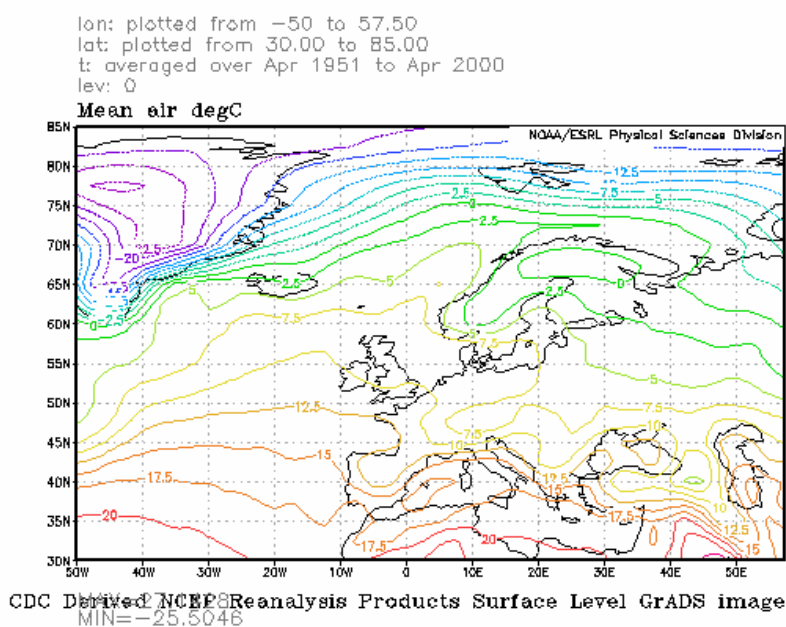
Zachodniej i Zachodniej, gdzie napływ ciepłych mas powietrza spowodował kilkudniowe ocieplenie. W Weimarze w Niemczech temperatura powietrza wzrosła maksymalnie do 20,0°C, w Paryżu do 24,0°C, a Lizbonie do 23,5°C.



Ryc. 2. Warunki pogodowe na wybranych stacjach meteorologicznych w Europie w dniu 4 kwietnia 1943 roku: A . Temperatura powietrza. B. Opady (No – brak opadów).

Dużo chłodniej było w centralnej i wschodniej części basenu Morze Śródziemnego (maksymalnie 18,7°C w Marsylii i tylko 7,4°C w Stambule). Napływ mas ciepłego powietrza sięgnął aż po Niemcy, zachodnią Polskę (patrz dane dla Poznania na ryc. 1) i zachodnią Skandynawię.

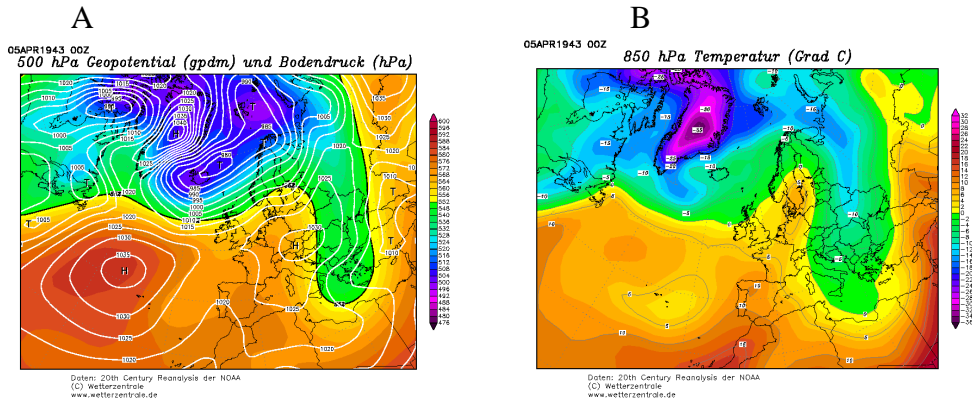
Porównując te wartości ze średnią w drugiej połowie XX wieku (1951-2000) temperaturą powietrza dla kwietnia okazuje się, że dzień 5 kwietnia 1943 roku był znacznie cieplejszy niż normalnie we Francji, w Niemczech i w zachodniej Polsce, a wyraźnie chłodniejszy niż normalnie na Ukrainie, na Bałkanach, w Azji Mniejszej i na Bliskim Wschodzie (ryc. 3).



Ryc. 3. Średnia temperatura powietrza w Europie i nad północnym Atlantykiem w kwietniu (1951-2000), mapa wygenerowana na podstawie danych z reanaliz NCEP/NCAR NOAA na stronie <http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html>

Analizując dane opadowe ze stacji meteorologicznych, dla których dysponowano danymi można stwierdzić, że opady występowały w północnej Europie (od Reykjavíku do Archangielska) i w Azji Zachodniej (od Stambułu do Tel Awiwu). Mało intensywne opady rejestrowano też na kilku polskich stacjach meteorologicznych (a nad wschodnim Bałtykiem -w

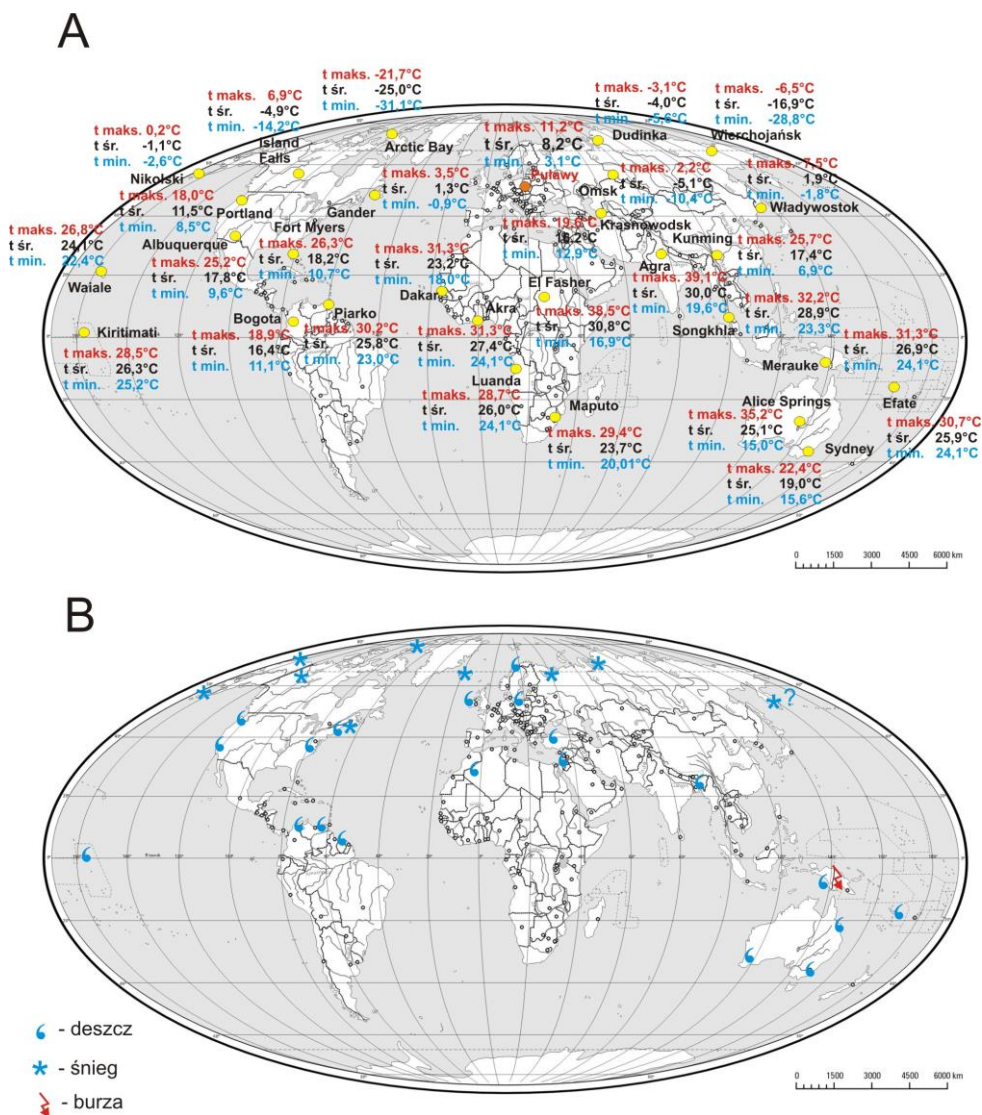
Kłajpedzie mgłę) – ryc. 2B. Zarówno w dniach poprzedzających, jak i następujących po 5 kwietnia 1943 roku rejestrowano opady na wielu stacjach europejskich.



Ryc. 4. Warunki cyrkulacyjne na Europę i północnym Atlantyku w dniu 5 kwietnia 1943 roku na podstawie danych z reanaliz NOAA CR-20 (<http://www.wetterzentrale.de/topkarten/fsreaeur.html>):

A. Ciśnienie atmosferyczne i wysokość geopotencjału na poziomie 500 hPa, B. Temperatura powietrza na poziomie 850 hPa

Opisany wzorzec pogody związany jest z oddziaływaniem czynników cyrkulacyjnych. Nad zachodnim Atlantykiem dominował układ wysokiego ciśnienia ( $p > 1035$  hPa), którego klin sięgał aż po Polskę, zachodnie Bałkany i południową Skandynawię. Płytki niż istniał nad południową Rosją i Azją Zachodnią. Dużo głębsze układy niskiego ciśnienia rozwinęły się nad Europą Północną. Po zachodniej stronie klina wysokiego ciśnienia następowała adwekcja ciepłego powietrza z południowego zachodu, zaś w jego wschodniej części i na zachodniej peryferii niżu kaukasko-anatolijskiego wlew chłodnego powietrza z północy (ryc. 4).



Ryc. 5. Warunki pogodowe na wybranych stacjach meteorologicznych na świecie w dniu 4 kwietnia 1943 roku: A . Temperatura powietrza. B. Opady i burze.

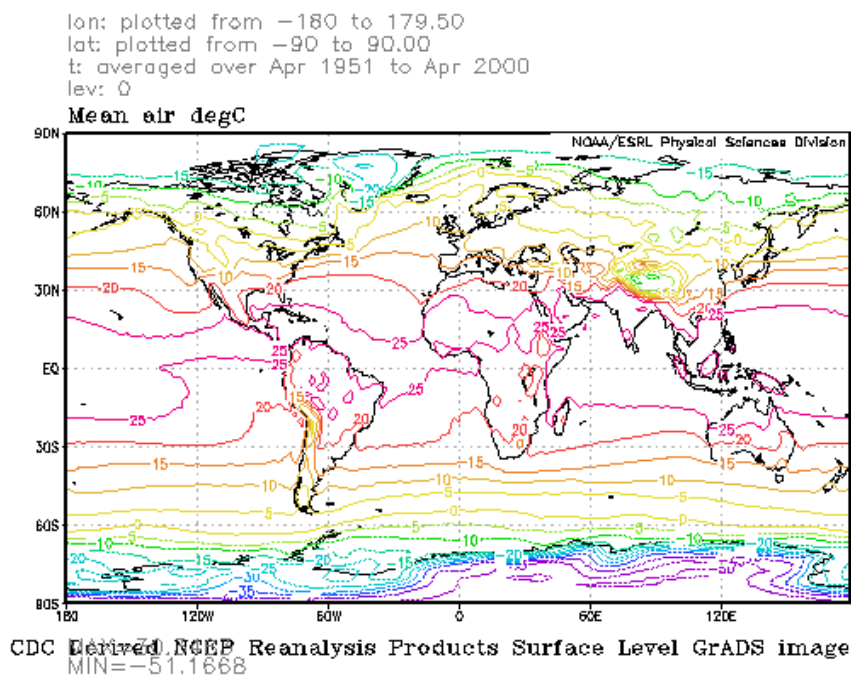
Analizując warunki pogodowe w skali globu najniższe temperatury powietrza stwierdzono (w oparciu o analizę dostępnych danych) w północnej Kanadzie ( $-31,1^{\circ}\text{C}$  w Arctic Bay na Wyspie Baffina). Ujemna przez całą dobę temperatura powietrza występowała wtedy na północy Alaski i w północnej Kanadzie (od Terytorium Yukonu po północny Labrador). Ujemne wartości minimalnej temperatury powietrza występowały wtedy

---

praktycznie w całej Kanadzie oraz w Nowej Anglii w USA. Niewiele cieplej było we wschodniej Syberii – w Wierchojańsku w dniu 5 kwietnia 1943 roku temperatura powietrza spadła do  $-28,8^{\circ}\text{C}$ . Dzień ten był dniem mroźnym (t maks. $<0^{\circ}\text{C}$ ) także w Dudince (Płw. Tajmyr), w Irkucku (Zabajkale) oraz jak wspomniano w Archangielsku. Dalej na południe (Kamczatka, Kraj Nadmorski, południowo-zachodnia Syberia, Kazachstan, większość europejskiej części Rosji) był to dzień przymrozkowy, z temperaturą powietrza wahającą się wokół wartości  $0^{\circ}\text{C}$ . Można przypuszczać, że na półkuli południowej – na Antarktydzie i wokół niej występowały równie niskie temperatury powietrza. Nie dysponowano jednak danymi meteorologicznymi potwierdzającymi to (niemalże pewne) przypuszczenie.

Na drugim biegunie pod względem termiki powietrza znajdowała się w dniu 5 kwietnia 1943 roku południowa Azja. W dniu tym temperatura powietrza na Nizinie Hindustańskiej przekroczyła  $40^{\circ}\text{C}$  ( $41,8^{\circ}\text{C}$  w Gaya w Biharze). Wysoka maksymalna dobowa temperatura powietrza ( $>35^{\circ}\text{C}$ ) występowała też w tym dniu w Tajlandii, Sudanie, w centralnej i północnej Australii. Upalnie było również w Ameryce Środkowej ( $34,6^{\circ}\text{C}$  w Managui – stolicy Nikaragui), na południowych wybrzeżach Morza Karaibskiego, w Afryce na południe od Sahary i na północ od równika oraz na wielu wyspach Oceanii (ryc. 5A).

Jeśli porównamy średnie dobowe wartości temperatury powietrza w dniu 5 kwietnia 1943 roku ze średnią temperaturą kwietnia (1951-2000) okazuje się, że największe odchylenia od kwietniowej normy obserwujemy właśnie w regionach najchłodniejszych (odchylenia ujemne we wschodniej Syberii i północnej Kanadzie) i najcieplejszych (południowa Azja). Ciepłej niż średnio w kwietniu było też we wspomnianej już zachodniej Europie i w Luandzie i Maputo, leżących na południe od równika w Afryce (ryc. 6).



Ryc. 6. Średnia temperatura powietrza na świecie w kwietniu (1951-2000), mapa wygenerowana na podstawie danych z reanaliz NCEP/NCAR NOAA na stronie <http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html>

Opady wystąpiły w tym dniu na południowym wybrzeżu Morza Karaibskiego (pora deszczy zenitalnych), lokalnie na pacyficznym i atlantyckim wybrzeżu Ameryki Północnej, w Assamie, Australii (Perth i Sydney), Nowej Gwinei, na niektórych archipelagach Oceanii i w Azji Zachodniej. Śnieg padał na Aleutach, w północnej Alasce, Terytorium Yukon w Kanadzie, w północnej Europie i północno-zachodniej Syberii oraz na Kamczatce (ryc. 5B).

Nie zetknięto się z żadną informacją dotyczącą występowania cyklonów tropikalnych w dniu 5 kwietnia 1943 roku. Nie znaczy to, że w sezonie 1942-42 żaden cyklon nie wystąpił na półkuli południowej. Na wodach wokół Australii zarejestrowano ich w tym roku 9, chociaż żaden nie osiągnął kategorii większej niż 3 (wiatr osiągający w porywach prędkości w przedziale 165-224 km/h) w skali stosowanej przez Australijskie Biuro Meteorologiczne (<http://www.australiasevereweather.com/...>).

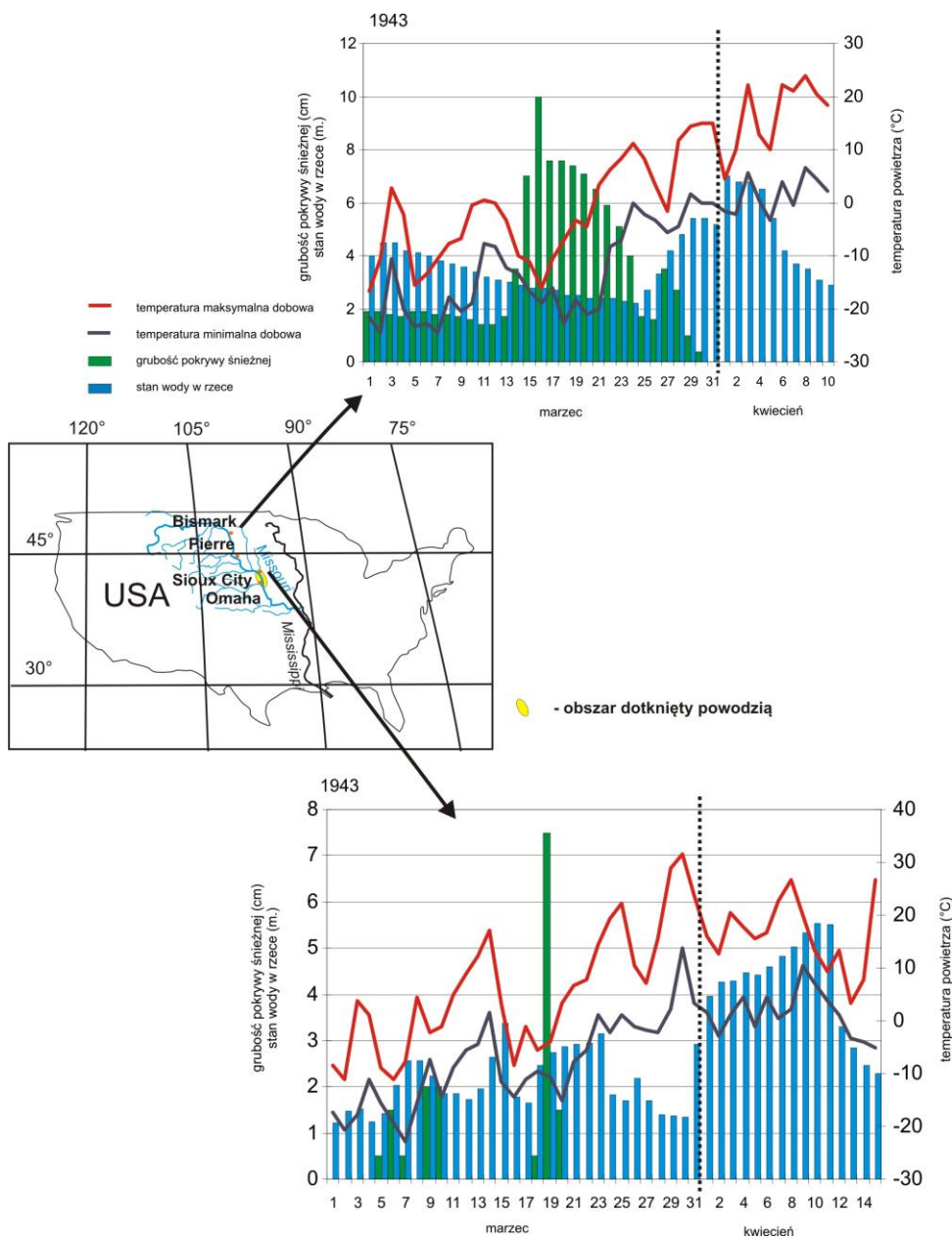


---

WYBRANE ZDARZENIA HYDROLOGICZNE W 1943 ROKU  
(PO 5. KWIETNIA)

Analiza dostępnych danych pogodowych w dniu 5 kwietnia 1943 roku nie przekazuje nam informacji o niebywałych zjawiskach pogodowych, które zaszły w tym dniu (za wyjątkiem może fali upałów w północnych Indiach). Fale ciepła w Zachodniej i Środkowej Europie traktować można – co prawda – jako odstępstwo od normy, ale na pewno nie jako znaczną anomalię pogodową. Może dlatego Pan Profesor Henryk Mitosek nie został meteorologiem ani klimatologiem, przejmując badawczą pałeczkę od swojego ojca.

Na drugiej półkuli miało jednak wtedy miejsce zdarzenie, które (można przypuszczać) było zwiastunem przyszłej drogi badawczej Pana Profesora. Gwałtowne topnienie pokrywy śnieżnej, które pod koniec marca 1943 roku (w dniu 31 marca 1943 roku w Sioux City w Nebrasce zanotowano maksymalną dobową temperaturę powietrza równą 31,3°C) miało miejsce w dorzeczu Missouri (głównie stany: Dakota Południowa i Nebraska) w Stanach Zjednoczonych Ameryki spowodowała jedną z największych powodzi na tej rzece począwszy od lat 80.tych XIX wieku ([http://mri.usd.edu/...](http://mri.usd.edu/)). W dniu 6 kwietnia 1943 roku stan wody w Missouri w miejscowości Pierre (Dakota Południowa) osiągnął prawie 6 m, przekraczając stan dopuszczalny („flood state”) prawie o 2 m. Przez leżące prawie 400 km w dół rzeki Sioux City (Nebraska) fala powodziowa przeszła 2 dni później. Stan wody w Missouri osiągnął w mieście 11,8 m, przekraczając stan dopuszczalny o ponad 2,6 m ([http://water.weather.gov/...](http://water.weather.gov/)). Była to odpowiednio: 4 i 2 fala powodziowa pod względem wysokości, która była rejestrowana w rzece Missouri w tych dwóch profilach począwszy od początku pomiarów (ryc. 7).



Ryc. 7. Warunki meteorologiczne i hydrologiczne w dorzeczu Missouri w marcu i kwietniu 1943 roku (dane zaczerpnięte z [http://www.ncdc.noaa.gov/...](http://www.ncdc.noaa.gov/))

Do przelania się wody przez wały przeciwpowodziowe doszło u ujścia rzeki Big Sioux do Missouri. Rzeka rozlała się szeroko, w okolicy Sioux City

zatapiając jednak tylko tereny rolnicze. Większe straty miały miejsce w Omaha (Nebraska), którego wschodnie dzielnice oraz lotnisko znalazły się pod wodą. Zatopione zostało też leżące na przeciwległym brzegu Missouri miasteczko Council Bluffs (Iowa). Powódź zalała ponad 280 tys. ha użytków rolnych; straty powodziowe oszacowano na 8 mln USD. Powódź ta oraz dwie kolejne powodzie wiosenne, które dotknęły inne obszary leżące w dolinie Missouri w 1943 roku skłoniły władze federalne do zainicjowania działań chroniących przed powodzią całe dorzecze Missouri.

Niektóre źródła (<http://www.emdat.be/...>) podają informację, że klęska głodu, która w 1943 roku dotknęła Bengal w brytyjskich Indiach (do 2 mln ofiar śmiertelnych) przynajmniej w części wywołana była suszą. Większość wskazuje jednak na przyczyny pozaprzyrodnicze – odcięcie od dostaw ryżu ze zdobytej przez Japończyków Birmy, wysiłek wojenny (przeznaczenie rezerw żywności dla armii oraz oderwanie powołanej do wojska ludności rolniczej od uprawy) oraz zlekceważenie sytuacji przez władze brytyjskie (nie dostarczyły wystarczającej ilości żywności głodującym). Wśród czynników przyrodniczych, które mogły nasilić głód było zmniejszenie plonów rok wcześniej przez cyklon tropikalny z połowy października 1942 roku (np. Sen, 1981).

W Polsce (na Wiśle) rok 1943 był rokiem niżówkowym (Pociask-Karteczka, 1994).

## ZAMIAST WNIOSKÓW

W dniu 5 kwietnia 1943 roku – dniu urodzin Pana Profesora Henryka Mitoska – w wielu miejscach na świecie obserwowano warunki pogodowe odstające od kwietniowej normy. Do najbardziej uciążliwych należały zapewne upały w południowej Azji, północnej Australii i Afryce na południu od Sahary. Nie można jednak powiedzieć, że tak wysokie temperatury powietrza nie występują w tym miesiącu we wspomnianych regionach (w Indiach to właśnie okres od kwietnia do czerwca jest najcieplejszy w roku).

W Polsce dzień ten był umiarkowanie ciepły. Zestawienia danych meteorologicznych i hydrologicznych, do których dotarł autor nie informują o klęskach żywiołowych w tym okresie (poza znaczącym odstępstwem w postaci powodzi w dorzeczu Missouri).

Wśród trwającej wokół wichury dziejowej, siły przyrody nie dołożyły ludzkości w tym dniu dodatkowych nieszczęść. Urodził się więc Pan

---

Profesor w czasie i w miejscu stosunkowo spokojnym, w każdym razie dla pracowników instytutu rolniczego w Puławach, dla których okazał się on bezpieczną przystanią w czasie wojny

Co zaś się tyczy tego, czy istnieje związek pomiędzy warunkami meteorologicznymi i hydrologicznymi w dniu urodzin Pana Profesora a wybraną przez niego drogą zawodową, odpowiedź może być twierdząca (choćby związek raczej nie jest bezpośredni). Po pierwsze nieprzerwanie zmieniające się stany atmosfery i hydrosfery są fascynującym przedmiotem badań dla przyrodnika. Po drugie podkreślić należy, że w tym trudnym czasie, w którym urodził się Pan Profesor nie zaprzestano gromadzenia danych meteorologicznych i hydrologicznych. Wynikało to z poświęcenia i poczucia misji takich ludzi jak ojciec Pana Profesora. Dzięki temu Profesor Henryk Mitosek i inni, współcześni i przeszli hydrologi i klimatolodzy dysponują wiarygodnym zapisem procesów atmosferycznych i hydrosferycznych, który mogą analizować stosując metody statystyczne.

#### Literatura:

- Atlas klimatu Polski, H. Lorenc (red.), 2005, IMiGW, Warszawa.
- Grzybek D., Marcinek R., Polit J., 2012, Historia II Wojny Światowej, Wyd. Kluszczyński, Kraków, 304 s.
- [http://www.australiasevereweather.com/tropical\\_cyclones/bom\\_1942\\_1943\\_australian\\_region\\_tropical\\_cyclones.htm](http://www.australiasevereweather.com/tropical_cyclones/bom_1942_1943_australian_region_tropical_cyclones.htm)
- <http://dawnepulawy.pl/Kalendarium.php>
- <http://historiaiung.pulawy.pl/1917-1950.php>
- <http://historiaiung.pulawy.pl/do-roku-1945.php>
- <http://water.weather.gov/>
- <http://www.brulion-kazimierski.pl/index.php?s=1020&t=47>
- [http://www.emdat.be/result-disaster-profiles?disgroup=natural&dis\\_type=Drought&period=1900\\$2012http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html](http://www.emdat.be/result-disaster-profiles?disgroup=natural&dis_type=Drought&period=1900$2012http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html)
- <http://www.mmpulawy.pl/artukul/70-rocznica-zbrodni-hitlerowskiej-w-gorze-pulawskiej>
- <http://www.mmpulawy.pl/artukul/stary-dworzec-kolejowy-w-pulawach-tutaj-byl-oboz-pracy>
- <http://www.ncdc.noaa.gov/IPS/lcd/lcd.html>
- [http://mri.usd.edu/mrben210/History\\_and\\_Culture/floods/1943.html](http://mri.usd.edu/mrben210/History_and_Culture/floods/1943.html)

- <http://www.sztetl.org.pl/pl/article/pulawy/5,historia/?action=view&page=3>
- Kozłowska-Szczęśna T., 1993, Temperatura powietrza w Polsce w trzydziestoleciu 1951-1980, Zesz. IGiGP PAN, nr. 18.
- Pociask-Karteczka J., 1994, Przemiany stosunków wodnych na terenie Krakowa, Zeszyty Naukowe UJ, Prace Geograficzne, 98, 1-38.
- Sen A., 1981, Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation, Oxford University Press.
- Woś A., 1999, Klimat Polski, Wyd. Nauk. PWN, Warszawa.

## **Inne opowieści statystyczne**



**Joanna Wibig**Uniwersytet Łódzki  
Katedra Meteorologii i Klimatologii

## O WSPÓŁCZYNNIKU KORELACJI LINIOWEJ RAZ JESZCZE

### Streszczenie

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona jest jedną z najczęściej stosowanych miar statystycznych w polskich pracach klimatologicznych, jednakże ich autorzy nie zawsze zdają sobie sprawę z ograniczeń jego stosowalności. W opracowaniu przedstawiono metody określania przedziału ufności współczynnika korelacji i testowania hipotezy o równości dwóch współczynników korelacji. Ponadto zaprezentowano, jaki wpływ na wartość współczynnika może mieć fakt istnienia silnej tendencji rosnącej, bądź spadkowej w jednym lub obu korelowanych szeregach. Pokazano również, że cykliczna zmienność obu szeregów danych bardzo istotnie oddziałuje na wartość korelacji między zmiennymi. Wszystkie te elementy powodują, że wysoka wartość współczynnika korelacji może oznaczać jedynie współzmienność między analizowanymi seriami danych, a niekoniecznie oznaczać, że istnieje jakaś zależność między zmiennymi reprezentowanymi przez te szeregi. Ostrożna interpretacja wyników wymagana jest również, gdy badana jest korelacja między wieloma seriami danych, a do interpretacji wyników wykorzystywana jest wartość graniczna określana dla wybranego poziomu ufności dla pojedynczej próby.

### WPROWADZENIE

Współczynnik korelacji liniowej  $\rho$ , zwany często współczynnikiem korelacji Pearsona, jest miarą współzmienności dwóch zmiennych losowych  $X$  i  $Y$ . Jest on zdefiniowany jako stosunek kowariancji tych zmiennych do pierwiastka kwadratowego z iloczynu ich wariancji

$$\rho = \text{cov}(X, Y) / \sqrt{\text{var}(X) \cdot \text{var}(Y)} .$$



Na ogół nie dysponujemy całą populacją, a jedynie próbą, na podstawie której szacujemy wartość współczynnika korelacji. Estymator współczynnika korelacji zwykle oznacza się przez  $r$ . Estymatory kowariancji i wariancji obu zmiennych obliczane z próby są wyznaczane z następujących równań:

$$\text{cov}(X, Y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y}),$$

$$\text{var}(X) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2,$$

$$\text{var}(Y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

Stąd

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n ((x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y}))}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}.$$

Współczynnik korelacji  $\rho$  przyjmuje wartości z przedziału obustronnie domkniętego  $[-1,1]$ . Dodatnie wartości występują, gdy wzrostowi (spadkowi) jednej zmiennej towarzyszy wzrost (spadek) drugiej, a ujemne wartości, gdy wzrostowi (spadkowi) jednej zmiennej towarzyszy spadek (wzrost) drugiej. Współczynnik korelacji jest równy 1, bądź -1, gdy współzmienność jest idealna, czyli wszystkie punkty  $(x_i, y_i)$  leżą na jednej prostej. Wartość 0 korelacji oznacza brak współzmienności. W przypadku, gdy dysponujemy jedynie próbą, a nie całą populacją, pojawia się pytanie, jakie jest prawdopodobieństwo, że otrzymano różną od zera wartość  $r$ , w sytuacji gdy  $\rho=0$ , czyli zmienne nie są współzienne. Prawdopodobieństwo otrzymania wartości  $r$  z  $n$ -elementowej próby, w sytuacji, gdy  $\rho=0$  ocenia się na podstawie funkcji  $t$  określonej wzorem:

$$t = \sqrt{(n-2)} \cdot \sqrt{\frac{r^2}{(1-r^2)}},$$

która ma rozkład t-Studenta z  $n-2$  stopniami swobody (Greń, 1987).

Jeżeli wartość współczynnika korelacji jest różna od zera, warto określić jego przedział ufności, to znaczy przedział, w którym, z żądanym prawdopodobieństwem (90%, 95%, 99%), się on zawiera. Transformacja Fishera (Fisher, 1921) pozwala przenieść wartość estymatora współczynnika korelacji  $r$  do rozkładu normalnego

$$z_r = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}.$$

Dla zadanego poziomu ufności  $\alpha$ , z tablic rozkładu normalnego  $N(0,1)$  (o wartości oczekiwanej 0 i odchyleniu standardowym 1), odczytuje się wartości  $u_\alpha$  spełniające warunek:

$$P(-u_\alpha < u < u_\alpha) = 1 - \alpha,$$

a następnie oblicza wartości  $z_d$  i  $z_g$ , takie, że:

$$P(z_d = z_r - u_\alpha \frac{1}{\sqrt{n-3}} < \rho < z_r + u_\alpha \frac{1}{\sqrt{n-3}} = z_g) = 1 - \alpha.$$

Po transformacji odwrotnej do transformacji Fishera otrzymujemy wartości graniczne przedziału ufności dla współczynnika korelacji:

$$r_d = \frac{\exp(2z_d) - 1}{\exp(2z_d) + 1},$$

$$r_g = \frac{\exp(2z_g) - 1}{\exp(2z_g) + 1}.$$

Zarówno przy określaniu wartości krytycznej współczynnika korelacji, jak i przedziałów ufności zakłada się, że obie korelowane serie danych pochodzą z rozkładu normalnego. Jeżeli rozkłady są inne, pojawia się dodatkowe źródło błędu, trudne do oszacowania. Jeżeli rozkład chociaż jednej zmiennej jest bardzo niesymetryczny, to zdecydowanie należy zrezygnować ze stosowania współczynnika korelacji liniowej Pearsona i zastąpić go współczynnikiem korelacji rangowej Spearmana, który jest

---

mniej wrażliwy na obecność w serii wartości znacznie odbiegających od średniej (Wilks, 2006).

### JAK SPRAWDZIĆ, CZY WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI POLICZONE NA PODSTAWIE NIEZALEŻNYCH PRÓB MOŻNA UZNAĆ ZA JEDNAKOWE?

W celu sprawdzenia, czy współczynniki korelacji  $\rho_1$  i  $\rho_2$  policzone na podstawie niezależnych prób różnią się, czy nie na danym poziomie ufności, stosuje się metodę analogiczną do porównywania średnich z dwóch prób. Założeniem jest, że próby są niezależne i że elementy obu prób pochodzą z populacji normalnych. Testowana hipoteza zerowa ma postać:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2,$$

przy hipotezie alternatywnej:

$$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2.$$

Statystyka testowa ma postać:

$$z = \frac{Z_1 - Z_2}{\sigma_{Z_1 - Z_2}},$$

gdzie  $Z_1$  i  $Z_2$  są transformacjami Fishera estymatorów współczynnika korelacji  $r_1$  i  $r_2$ , a  $\sigma_{Z_1 - Z_2}$  odchyleniem standardowym określonym wzorem:

$$\sigma_{Z_1 - Z_2} = \sqrt{\sigma_{Z_1}^2 - \sigma_{Z_2}^2} = \sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}.$$

Statystyka testowa  $Z$  ma rozkład normalny  $N(0,1)$  o średniej 0 i odchyleniu standardowym 1. Jeżeli wartość  $z$  jest większa od krytycznej na danym poziomie ufności, to odrzucamy hipotezę zerową o równości współczynników korelacji.

---

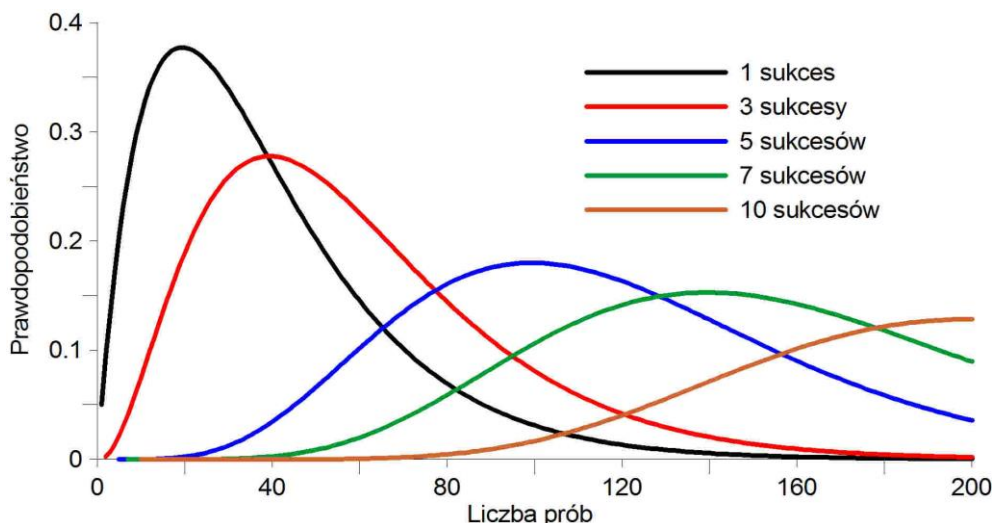
CZY ZAWSZE WSPÓŁCZYNNIK KORELACJI O WARTOŚCI WIĘKSZEJ OD  
KRYTYCZNEJ NA ZADANYM POZIOMIE UFNOŚCI JEST  
STATYSTYCZNIE ISTOTNY?

Wartość krytyczna współczynnika korelacji liniowej Pearsona określa najmniejszą wartość bezwzględną, przy której korelacja jest istotna na danym poziomie ufności  $\alpha$ . Co oznacza, że taką wartość współczynnik korelacji dwóch nieskorelowanych szeregów może osiągnąć z prawdopodobieństwem nie większym niż właśnie  $\alpha$ . Dwóch nieskorelowanych szeregów, a co się dzieje, jeśli korelujemy ze sobą  $N$  par szeregów? Na przykład, jeśli korelujemy ze sobą 20 par szeregów i w dwóch przypadkach otrzymaliśmy wartość przekraczającą poziom krytyczny, to jakie jest prawdopodobieństwo, że stało się to przez przypadek? Aby odpowiedzieć na to pytanie należy wykorzystać rozkład dwumianowy. Jeżeli za sukces przyjmiemy otrzymanie wartości istotnej statystycznie na poziomie ufności  $\alpha$ , chociaż zmienne są niezależne, a porażką wartości nieistotnej, to prawdopodobieństwo otrzymania  $s$  sukcesów podczas  $N$  prób określa właśnie rozkład dwumianowy:

$$P\{x = s\} = \frac{N!}{s!(N-s)!} p^s (1-p)^{N-s},$$

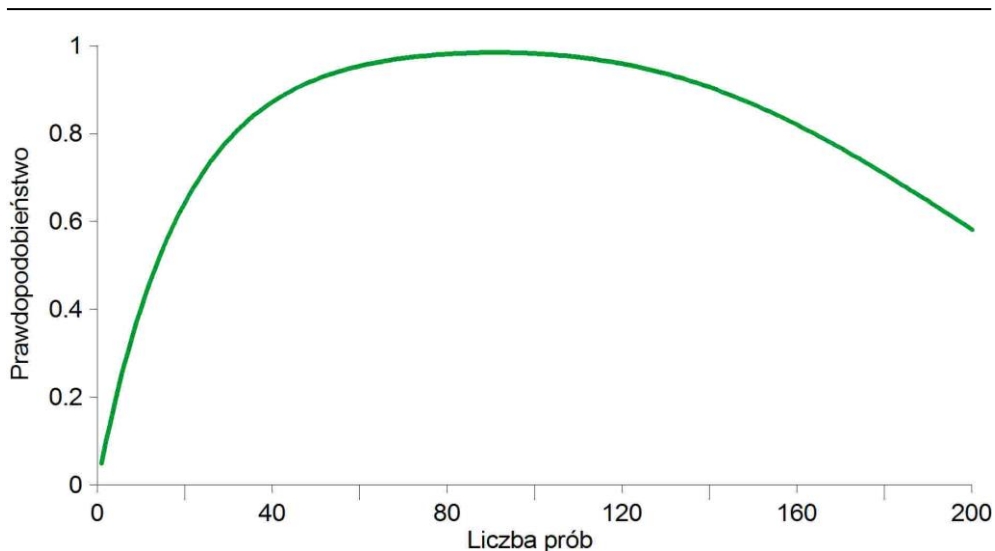
gdzie  $p=\alpha$  jest prawdopodobieństwem sukcesu w pojedynczej próbie.

Przy poziomie ufności  $\alpha=0,05$ , zazwyczaj stosowanym w badaniach przyrodniczych, prawdopodobieństwo uzyskania dokładnie 2 sukcesów w czasie 20 prób wynosi 0,19. Całkiem sporo, a co najmniej dwóch sukcesów 0,26, czyli jeszcze więcej.

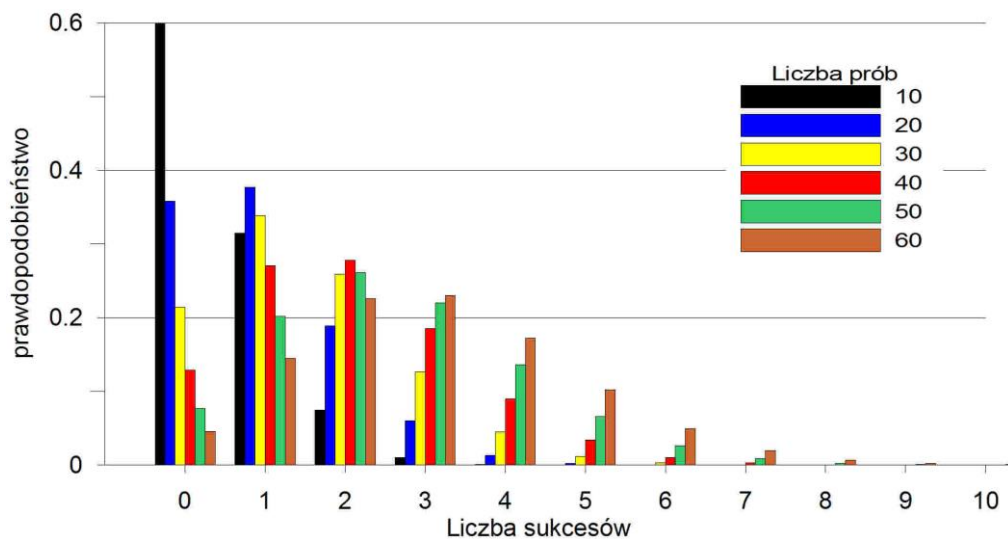


Rys. 1. Prawdopodobieństwo uzyskania wybranej liczby sukcesów podczas rosnącej liczby prób

Rysunek 1 przedstawia, jak w miarę wzrostu liczby prób, zmienia się prawdopodobieństwo otrzymania wybranej liczby sukcesów, przy poziomie ufności  $\alpha=0,05$ . Dla pojedynczego sukcesu prawdopodobieństwo osiąga swoje maksimum, wynoszące 0,38, dla 19-20 prób, po czym maleje, ponieważ zaczyna poważnie wzrastać szansa uzyskania większej liczby trafień. Maksimum prawdopodobieństwa otrzymania 3 pozytywnych wyników pojawia się dla 59-60 prób i wynosi 0,23. Pięć trafień ma maksymalne prawdopodobieństwo, wynoszące 0,18, dla 99-100 prób, siedem - dla 139-140 prób (0,15), a dziesięć trafień dla 199-200 prób (0,13). Jednocześnie dla 200 prób prawdopodobieństwo uzyskania liczby trafień mniejszej od 4 spada praktycznie do zera, a mniejszej od 6 jest niższe niż zadany poziom ufności, równy 0,05. Na rysunku 2 pokazano, jak z liczbą prób zmienia się prawdopodobieństwo uzyskania od 1 do 10 sukcesów. Najpierw szybko rośnie, przekraczając wartość 0,2 już dla 5 prób, wartość 0,4 dla 10 prób, 0,6 dla 18 prób i wartość 0,8 dla 32 prób. Potem mocno zwalnia i osiąga maksimum, wynoszące 0,985, dla 91 prób. Następnie zaczyna maleć, co oznacza, że szybko wzrasta szansa otrzymania liczby sukcesów większej od 10. Przy 200 próbach szansa uzyskania ponad 10 współczynników korelacji przekraczających wartość krytyczną, przy braku współzależności jest większa od 0,4.



Rys. 2. Prawdopodobieństwo osiągnięcia od 1 do 10 sukcesów podczas rosnącej liczby prób

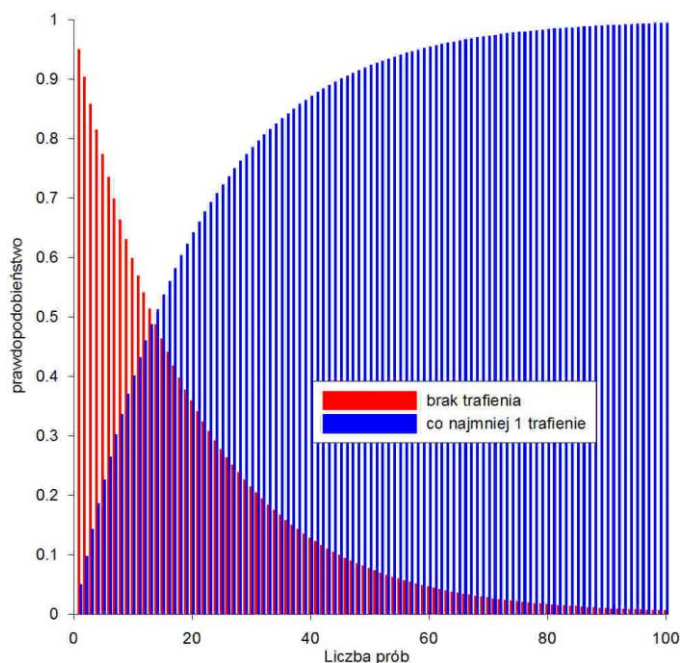


Rys. 3. Prawdopodobieństwo uzyskania od 0 do 10 sukcesów przy badaniu 10, 20, 30, 40, 50 i 60 prób

Prawdopodobieństwo niezyskania pozytywnego wyniku szybko maleje wraz z liczbą prób (Rys. 3). Dla 10 doświadczeń, wynosi 60%, dla 20 -

36%, dla 30 - 21%, a dla 60 poniżej 5%. Prawdopodobieństwo otrzymania 1 pozytywnego wyniku jest większe dla 20 prób niż dla 10 i potem maleje w miarę rosnącej liczby prób. Prawdopodobieństwo otrzymania 2 sukcesów jest niewielkie dla 10 prób, ale w miarę zbliżone w pozostałych przypadkach. Od trzech sukcesów w górę, szansa ich uzyskania rośnie w miarę wzrostu liczby doświadczeń. Jednak z rysunku 2 widać, że wzrost ten nie jest nieskończony i po przekroczeniu pewnej liczby prób, obserwujemy spadek prawdopodobieństwa otrzymania danej liczby sukcesów.

Porównanie prawdopodobieństwa niezyskania wartości współczynnika korelacji przekraczającej wartość krytyczną z prawdopodobieństwem uzyskania przypadkowo choć jednej takiej wartości prezentuje rysunek 4. Już przy 14 próbach uzyskanie choć jednego sukcesu jest bardziej prawdopodobne niż niezyskanie. Przy 45 próbach prawdopodobieństwo uzyskania choć jednego sukcesu przekracza 90%, przy 59 - 95% a przy 90 próbach 99%, czyli graniczy z pewnością.

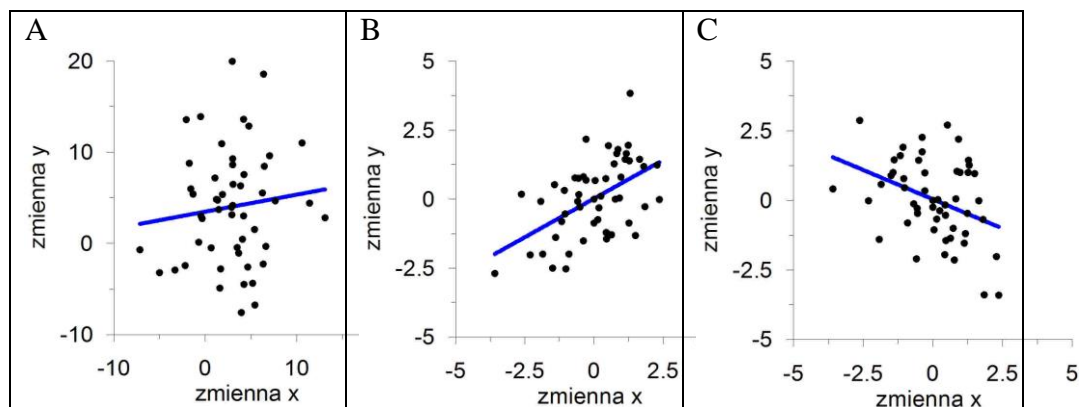


Rys. 4. Porównanie prawdopodobieństw nie uzyskania żadnego sukcesu i otrzymania co najmniej jednego trafienia w miarę wzrostu liczby prób.

## WPŁYW TRENDU NA WARTOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKA KORELACJI

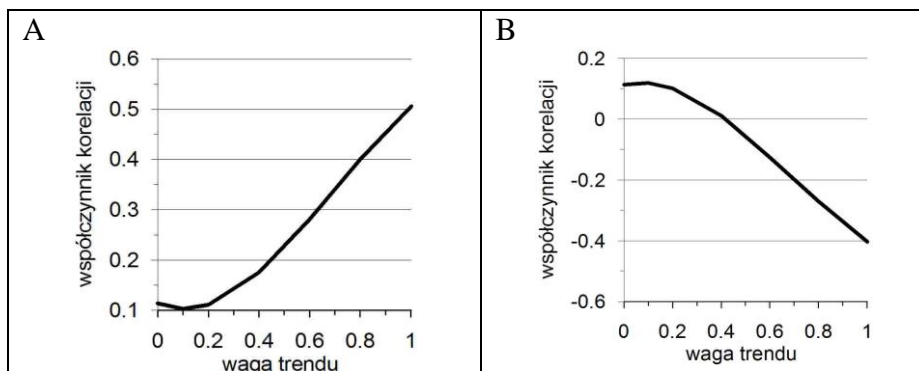
Ponieważ współczynnik korelacji jest miarą współzmienności dwóch zmiennych, warto oszacować, jakie wpływy na jego wartość może mieć długoterminowy trend. W tym celu wygenerowano dwa szeregi 50-elementowe zmiennych losowych z rozkładu normalnego o wartości średniej 0 i odchyleniu standardowym 1 i założono, że szeregi te prezentują 50-letni przebieg zmiennych  $x$  i  $y$  odpowiednio. Scatterplot obu zmiennych przedstawia rys. 5a. Ich współczynnik korelacji wyniósł 0,11 i był statystycznie nieistotny. Następnie do obu szeregów dodano trend liniowy, zwiększając stopniowo współczynnik trendu, tak by wariancja w dodanej części szeregu wzrastała stopniowo od 0,1 wariancji wyjściowych szeregów do 1,0. Rysunek 5b przedstawia scatterplot nowych zmiennych  $x$  i  $y$  po dodaniu największego trendu. Zależność liniowa między obu zmiennymi stała się bardzo istotna. Wzrost współczynnika korelacji w miarę siły dodanego trendu pokazuje rysunek 6a.

Dodanie do jednej zmiennej trendu rosnącego, a do drugiej malejącego spowodowało najpierw spadek wartości współczynnika korelacji do 0, a potem dalszy spadek. W miarę wzrostu wartości bezwzględnej współczynników trendu wzrastała też wartość bezwzględna współczynnika korelacji.



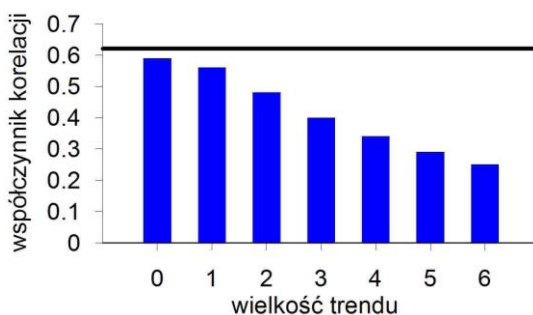
Rys. 5 Wykresy typu scatterplot zmiennej  $x$  i  $y$  wraz z odpowiednimi liniami regresji. A) dane wygenerowane losowo z rozkładu normalnego  $N(0,1)$ , B) te same dane po dodaniu do obu zmiennych trendu rosnącego, C) te same dane po dodaniu do jednej zmiennej trendu rosnącego a do drugiej malejącego.





Rys. 6 Współczynnik korelacji w zależności od stosunku wariancji związanej z trendem do pozostałej części wariancji, A) trend obu zmiennych jest rosnący, B) trend jednej zmiennej jest rosnący, a drugiej malejący.

Trend może wpływać na wartość współczynnika korelacji także wtedy, gdy oba szeregi są współzależne. Linia ciągła na rysunku 7 przedstawia współczynnik korelacji między zimowym indeksem NAO według Jonesa (Jones i in.,1997), a temperaturą stycznia w Kaliszu w latach 1951-2006. Następnie z obu szeregów wykluczono trend liniowy (wielkość trendu 0) i do szeregu temperatury dodawano trend liniowy o wartości  $0,1^{\circ}\text{C}/\text{rok} \times$  wartość oznaczona jako wielkość trendu. Współczynnik korelacji między obu badanymi wielkościami zaczął stopniowo maleć.



Rys. 7. Współczynniki korelacji między dwoma szeregami zmiennych współzależnych w przypadku, gdy jedna zmienna dodatkowo zmienia się w czasie. Linia czarna wartość współczynnika korelacji między surowymi szeregami. Słupki wskazują na wartości współczynników korelacji, gdy do jednej zmiennej dodawany jest stopniowo coraz silniejszy czynnik związany z trendem liniowym  $0,1/\text{rok}$  pomnożony przez wartość oznaczoną jako wielkość trendu.

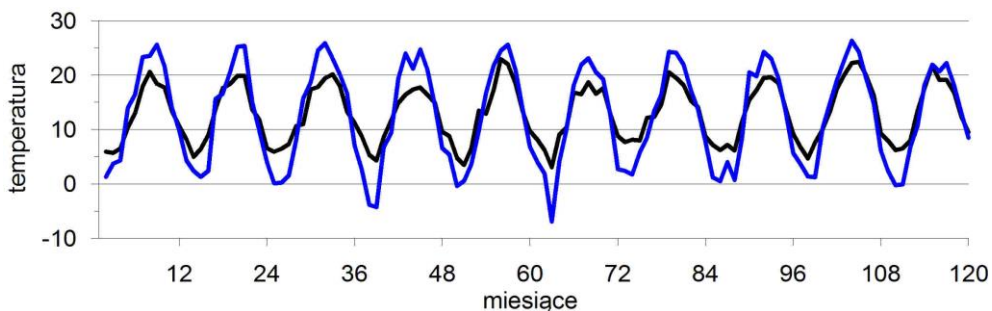
Zmiana wartości współczynnika korelacji związana z trendem jest stosunkowo niewielka, ponieważ rzadko zdarza się, żeby zmienność związana z linią trendu dorównywała pozostałej. Jednakże w wielu wypadkach może decydować o przekroczeniu (bądź nieprzekroczeniu) wartości krytycznej, czyli prowadzić do nieuzasadnionych wniosków o obecności lub braku współzależności.

#### WPŁYW ZMIENNOŚCI CYKLICZNEJ NA WARTOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKA KORELACJI

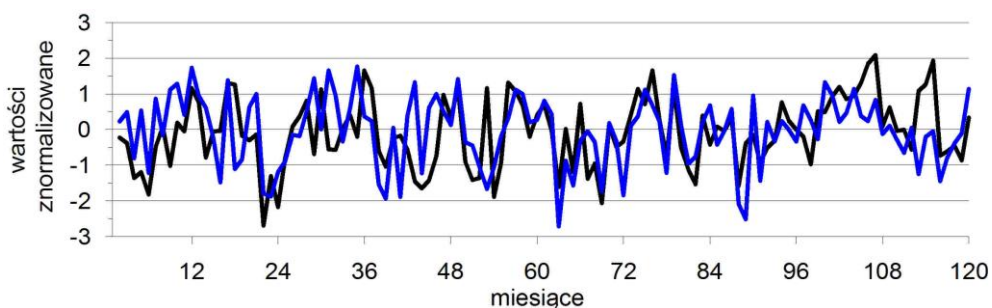
Cykl roczny wyjaśnia znaczną część wariacji wielu zmiennych klimatycznych. Poszukując korelacji między wielkościami cechującymi się wyraźną zmiennością roczną należy, albo analizować korelacje dla szeregów z poszczególnych miesięcy lub pór roku, albo przed analizą wykluczyć cykl roczny z analizowanych serii danych. Do prezentacji wpływu cykliczności wspólnej obu seriom na wartość współczynnika korelacji posłużono się seriami średniej miesięcznej temperatury maksymalnej z Sheffield w Wielkiej Brytanii i Kalisza z Polski z lat 1951-2006. Rysunek 8 przedstawia 10-letni, początkowy, wycinek z obu surowych serii. Do eliminacji zmienności rocznej wybrano bardzo prostą metodę. Dla każdego miesiąca kalendarzowego policzono temperaturę średnią  $\bar{t}$  i jej odchylenie standardowe  $\sigma_t$ . Następnie w każdym roku temperaturę  $t$  zastąpiono przez jej odchylenie od wartości średniej wyrażone w odchyleniach standardowych z:

$$z = \frac{(t - \bar{t})}{\sigma_t}.$$

Te znormalizowane wartości przedstawiono na rysunku 9.



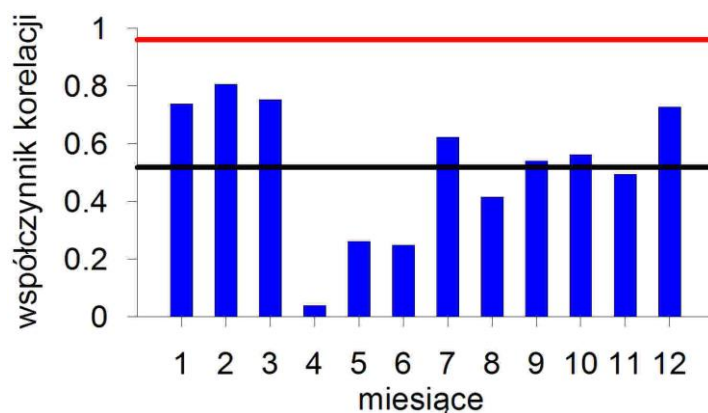
Rys. 8. Przebieg średniej miesięcznej temperatury maksymalnej na dwóch wybranych stacjach Sheffield w Wielkiej Brytanii (czarna linia) i Kalisz w Polsce (czerwona linia) w latach 1951-1960.



Rys. 9. Przebieg średniej miesięcznej temperatury maksymalnej na dwóch wybranych stacjach Sheffield w Wielkiej Brytanii (czarna linia) i Kalisz w Polsce (czerwona linia) w latach 1951-1960. Wartości znormalizowane względem wieloletnich średnich miesięcznych i odchyłeń standardowych.

Następnie policzono współczynniki korelacji między seriami temperatury maksymalnej obu stacji w poszczególnych miesiącach i w całym szeregu. Wartości te przedstawiono na rysunku 10. Słupki oznaczają wartości dla poszczególnych miesięcy. Wahają się one od 0,04 w kwietniu do 0,81 w lutym. Wszystkie są wyraźnie niższe od współczynnika korelacji szeregu złożonego z wartości w kolejnych miesiącach 56-letniej serii, który wynosi 0,96. Jest on tak wysoki, ponieważ obie serie charakteryzują się wyraźnym cyklem rocznych. Linia czerwona na rysunku 10 przedstawia współczynnik korelacji między oboma seriami po wykluczeniu z nich cyklu rocznego. W tym przypadku współczynnik korelacji wynosi 0,52. Jest również istotny i stosunkowo wysoki, ale zdecydowanie niższy od poprzedniego. Co ważniejsze, jego wartość lokuje się w pobliżu wartości

średniej ze współczynników korelacji serii z poszczególnych miesięcy, co pozwala sądzić, że jest miarą rzeczywistej zależności między temperaturą na obu stacjach.



Rys. 10. Współczynniki korelacji średniej miesięcznej temperatury powietrza w Sheffield w Wielkiej Brytanii i Kaliszu w Polsce w latach 1951-2006. Słupki wskazują na współczynniki korelacji serii dla poszczególnych miesięcy. Czerwoną linią zaznaczono współczynnik korelacji serii połączonych ze wszystkich miesięcy. Kolorem czarnym zaznaczono współczynnik korelacji tych samych serii po wykluczeniu cyklu rocznego.

## PODSUMOWANIE

Statystyka jest tylko, albo aż narzędziem. Stosowanie metod statystycznych pozwala na oszacowanie możliwych zależności między zmiennymi, ale kluczowym elementem badań jest ich interpretacja. Dotyczy to zarówno określenia istotności wyniku - miary współzmienności badanych serii, jak i stwierdzenia, że istnieje związek przyczynowo-skutkowy między analizowanymi zmiennymi. Na ogół, gdy badamy korelację między dwoma zmiennymi w skali miesięcznej, czyli obliczamy 12 współczynników korelacji, to stosujemy wartość graniczną dla pojedynczej próby. Mało kto zdaje sobie sprawę, że otrzymanie co najmniej jednego pozytywnego wyniku przez czysty przypadek jest większe od 40%. Czyli nawet jeśli nie ma żadnej współzmienności, to prawdopodobieństwo, że przynajmniej w jednym miesiącu wartość współczynnika korelacji przekroczy wartość krytyczną jest bliskie temu, że wszystkie uzyskane

wartości będą od niej mniejsze. A prawdopodobieństwo otrzymania co najmniej dwóch przypadkowych przekroczeń jest większe, niż założony na początku poziom istotności. Dlatego, interpretując wyniki, należy brać taką możliwość pod uwagę.

Problem statystycznej istotności pojawia się również podczas analizy zmienności korelacji w czasie. Prawdopodobieństwo otrzymania identycznego wyniku dla kolejnego okresu jest praktycznie zerowe. Zatem współczynnik korelacji będzie większy, albo mniejszy. Jak duża musi być różnica, by można było mówić o istotnej zmianie korelacji? Tymczasem istnieją metody pozwalające na oszacowanie prawdopodobieństwa, że współczynnik korelacji zmienił się istotnie.

Należy pamiętać, że współczynnik korelacji jest miarą współzmienności dwóch zmiennych, nie ich współzależności. Dlatego, jeśli dwie zmienne wykazują tendencje wzrostową, to ich współczynnik korelacji jest tym większy, im większa część ich wewnętrznej zmienności (wariancji każdej ze zmiennych) jest związana z trendem wzrostowym. Na przykład wzrost produktu krajowego brutto może korelować ze wzrostem średniej rocznej temperatury globalnej. Jednakże nie należy doszukiwać się tu żadnych zależności o charakterze przyczynowo-skutkowym. Podobnie, jeśli dwa zjawiska mają wyraźny cykl roczny, ich korelacja może być wysoka, chociaż nie ma między nimi żadnego związku. Dlatego najważniejszym etapem analizy jest interpretacja wyników, pokazanie przyczyny lub kilku przyczyn, dla których dwie zmienne zachowują się podobnie. A korelacja staje się wtedy miarą siły ich zależności, a dokładniej kwadrat współczynnika korelacji, zwany czasem współczynnikiem determinacji, który określa, jaki procent zmienności jednej zmiennej da się opisać zmiennością drugiej. Jeżeli na przykład współczynnik korelacji między zmiennymi A i B wynosi 0,5, to współczynnik determinacji  $D=r^2$  wynosi 0,25. I wynika z niego, że 25% zmienności zmiennej A można opisać zmiennością zmiennej B.

Współczynnik korelacji jest dobrym wskaźnikiem współzmienności dwóch zmiennych, tylko wówczas, gdy rozkłady tych zmiennych są zbliżone do rozkładu normalnego. Jest on bardzo wrażliwy na wartości silnie odbiegające od wartości średniej, dlatego, jeśli rozkład chociaż jednej z analizowanych zmiennych jest mocno niesymetryczny, należy zrezygnować ze stosowania współczynnika korelacji liniowej Pearsona i zastąpić go współczynnikiem korelacji rangowej Spearmana.

## BIBLIOGRAFIA:

- Fisher R.A., 1921, *On the probable error of a coefficient of correlation deduced from a small sample*, *Metron*, 1, ss. 3-32.
- Greń J., 1987, *Statystyka matematyczna*, PWN, 543 str.
- Jones P.D., Jónsson T., Wheeler D., 1997, *Extension to the North Atlantic Oscillation using early instrumental pressure observations from Gibraltar and South-west Ireland*, *Int. J. Climatol.*, 17, ss. 1433-1450.
- Wilks D.S., 2006, *Statistical methods in the Atmospheric Sciences*, Elsevier, 649 str.

## **Jacek Szmańda**

Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach  
Zakład Geomorfologii, Geoarcheologii i Kształtowania Środowiska

# **WSKAŹNIKI STATYSTYCZNE UZIARNIENIA JAKO INDYKATORY WARUNKÓW LITODYNAMICZNYCH SEDYMENTACJI OSADÓW**

## **Streszczenie**

Wskaźniki statystyczne ziarnienia takie jak, średnia średnica ziarna, wysortowanie (odchylenie standardowe), skośność i kurtoza, służą do opisu nie tylko cech osadu, ale także mogą stanowić źródło informacji o warunkach w jakich osad powstawał. W pracy omówiono dwie metody interpretacji warunków hydro- i litodynamicznych środowiska fluwialnego. Metody te zastosowano do analizy warunków sedymentacyjnych osadów dennych w misie Zbiornika Włocławskiego i aluwiiów pozakorytowych stożka aluwialnego powstałego w Świnarach w efekcie przerwania wału przeciwpowodziowego podczas na Wiśle powodzi w 2010 roku. We wnioskach dokonano oceny wartości interpretacyjnej wcześniej opisanych metod.

## **WPROWADZENIE**

W charakterystyce cech uziarnienia osadów bardzo pomocne są wskaźniki statystyczne. Do najważniejszych z nich należą (1) średnia średnica ziarna opisująca przeciętny rozmiar ziaren w osadach (2) odchylenie standardowe nazywane w sedymentologii wysortowaniem, opisujące zakres zmienności wielkości ziaren (3) skośność, określana jako miara asymetrii rozkładów wielkości ziaren i (4) kurtoza, charakteryzująca spłaszczenie krzywych uziarnienia, a także pośrednio określająca ich relacje do kształtu krzywej rozkładu losowego Gaussa. W tym miejscu istotne jest wskazanie, że większość analizowanych w badaniach sedymentologicznych wskaźników uziarnienia wyliczanych jest w jednostkach phi. Jednostka phi

---

została zaproponowana przez Krumbeina (1934) i przeliczana jest z jednostek metrycznych według wzoru:  $\phi = \log_2 d$ , gdzie  $d$  to średnica ziarna wyrażona w milimetrach. W efekcie powstała logarytmiczna skala uziarnienia niezwykle przydatna w interpretacjach graficznych osadów o dużym zakresie ziaren od frakcji głazowej do frakcji ilastej, na których prezentowane są wyniki uziarnieni w postaci wykresów krzywych lub histogramów. Jednak w interpretacji danych liczbowych należy zwracać uwagę na fakt, że w skali  $\phi$  ziarna o średnicy większej od 1 mm mają wartości ujemne a mniejszej wartości dodatnie, które „rosną” w postępie geometrycznym. Ponadto wartości skośności dla osadów z większą domieszką ziaren grubszych od mediany mają, w jednostkach  $\phi$ , skośności dodatnie, natomiast z większą domieszką ziaren drobniejszych od mediany mają wartości ujemne (Folk 1966, Mc Laren 1981).

Średnia średnica ziarna jest miarą energii środowisk prądowych, im większa średnica ziarna (im mniejsza wartość w skali  $\phi$ ) tym silniejsza prędkość prądu przemieszczającego ziarna. Wyszortowanie określa stopień zróżnicowania środowiska sedymentacji, im większa różnica prędkości przepływu tym gorsze wysortowanie osadu. Ponadto w znaczeniu litodynamicznym lepsze wysortowanie mają osady odpowiadające warunkom depozycyjnym i transportowym niż residuum osadów podlegających erozji (rozmywaniu). W zakresie interpretacji danych wskaźnika skośności badania Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996) wykazały, że ujemne (w skali  $\phi$ ) wartości wskazują na warunki erozji lub chwilowej redepozycji osadów, natomiast dodatnie są pomocne przy wyznaczaniu stref trwałej akumulacji osadu lub stref transportu. Wartość interpretacyjna wskaźników kurtozy jest zwykle niedoceniana przez sedymentologów i często wskaźnik ten jest pomijany w analizach. Jak sugeruje Racinowski i in. (2001) na podstawie wartości kurtozy można wnioskować o stabilności dynamiki środowiska prądowego. Podobnie jak w przypadku wysortowania, wysokie wartości kurtozy (rozkłady strome - leptokurtyczne) świadczą o małej dynamice (dużej jednorodności prądu) i zwykle wysokiej energii prądu (szczególnie w przypadku osadów piaszczystych), natomiast niskie wartości kurtozy świadczą o wielomodalności rozkładów uziarnienia stanowiących zapis pulsacyjnych zmianach energii lub warunkach depozycji z zawiesiny osadów mułkowych i ilastych, których wysortowanie jest słabsze niż pisaków i żwirów (Szymańda 2004, 2011). Warto tu dodać, że parametry kurtozy i skośności zostały



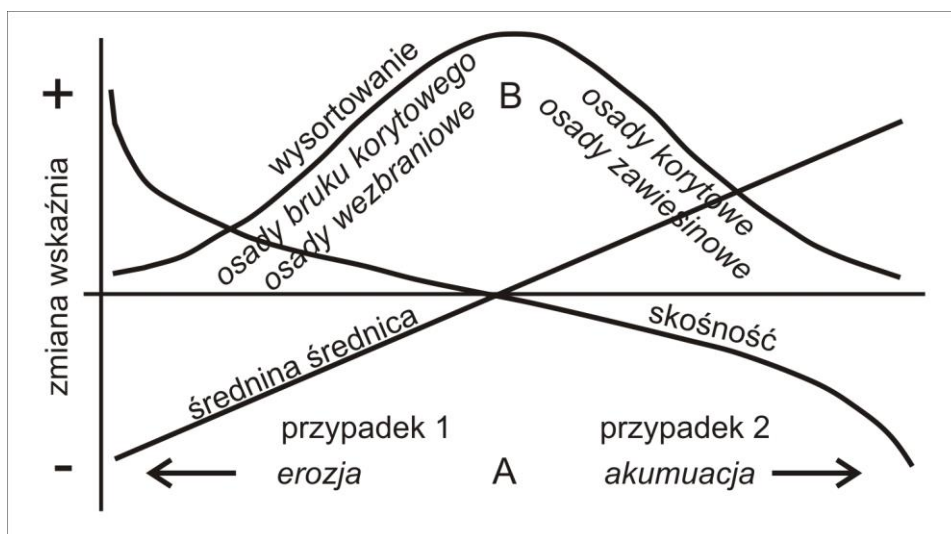
także wykorzystane przez Thomasa i in. (1972) w interpretacji hydrodynamicznej do określania warunków reżimu przepływu wody, o czym będzie mowa szerzej w dalszej części tej pracy.

Sposoby wyliczania tych wskaźników zostały opisane między innymi w publikacjach Folka (1964), Grzegorzcyka (1970), Racinowskiego i in. (2001). Najczęściej stosowanymi metodami wyznaczania tych wskaźników są metoda momentowa i metoda graficzna zaproponowana przez Folka i Warda (1957). Do wyznaczania tych wskaźników służy między innymi program komputerowy Gradistat (Blott, Pye, 2001), program ten w polskiej wersji językowej (zmodyfikowany przez W. Juśkiewicza) jest dostępny pod linkiem <http://www.sedylab.umk.pl/oprogramowanie.php>.

Wymienione wskaźniki statystyczne uziarnienia były wielokrotnie wykorzystywane w interpretacji warunków sedymentacji osadów i stanowią zespół metod nazywanych analizą trendów sedymentacji (ang. Sediment Trend Analysis, STA). Najprawdopodobniej pierwszą próbę identyfikacji wartości parametrów uziarnienia, wyliczanych metodą momentów, z zapisem warunków erozyjnych, transportowych i depozycyjnych opublikował Mc Laren (1981) wyróżniając trzy grupy wartości parametrów średniej średnicy ziarna, wysortowania i skośności, które stanowiły zapis warunków erozyjnych, transportowych i depozycyjnych w środowisku fluwialnym. Następnie zagadnienie rozszerzyli Mc Laren i Bowles (1985) proponując schemat zmian parametrów uziarnienia w postaci syntetycznego diagramu zmian średniej średnicy ziarna, wysortowania i skośności (ryc. 1). Mycielska-Dowgiałło (1998, 2007) analizując rozmieszczenie próbek osadów na diagramie zależności średniej średnicy ziarna i wysortowania zaproponowała metodę interpretacji genetycznej osadów w powiązaniu z oceną warunków ich depozycji (ryc. 2). Jednak w mojej opinii o ile zmiany parametrów statystycznych można wiązać ze zmianami warunków depozycji, to zaproponowana przez Mycieską-Dowgiałło interpretacja genetyczna mająca na celu rozróżnienie subśrodowisk sedymentacji rzecznej jest dyskusyjna (Szymańska 2011). Wydaje się oczywiste, że oprócz warunków środowiska sedymentacyjnego na M-kształtny rozkład próbek na diagramie zależności średniej średnicy ziarna i wysortowania wpływ mają trzy główne populacje ziaren występujące w przyrodzie (żwirowa, piaszczysta i mułkowa) na co wskazywali już Folk i Ward (1957), a potwierdziły także moje badania (Szymańska 2004, 2011). W latach 90. pojawiła się nowa metoda analiz

trendów sedymentacji polegająca na interpretacji zmian wartości wskaźników uziarnienia w układzie przestrzennym. Metodę tą stosowali między innymi Gao i Collinsa (1992, 1994), Masselink (1992), Le Roux (1994), Middelkoop i Asselman (1998), Asselman (1999), Pizzot i in. (2006, 2010).

W tym opracowaniu omawiam dwa przykłady interpretacji warunków litodynamicznych depozycji osadów z zastosowaniem metody zaproponowanej przez Thomasa i in. (1972), a następnie rozbudowanej przez Sly i in. 1983 oraz metody Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996). Przykłady te odnoszą się do wyznaczenia stref litodynamicznych na dnie Zbiornika Włocławskiego (Gierszewski, Szmańda 2007, 2010) oraz na stożku aluwialnym powstałym podczas powodzi w 2010 r. po przerwaniu wału przeciwpowodziowego w okolicy Świniar (Szmańda, Gierszewski 2013).



Ryc. 1. Zmiany wartości wskaźników statystycznych uziarnienia wyrażone w jednostkach phi. A – przypadki zmian parametrów związane z erozją osadów (przypadek 1) i akumulacją (przypadek 2) wg Mc Laren i Bowles (1985), B – trendy zmian zależności średniej średnicy i wysortowania oraz ich interpretacja genetyczna wg Mycielskiem-Dowgiałło (1998, 2007)

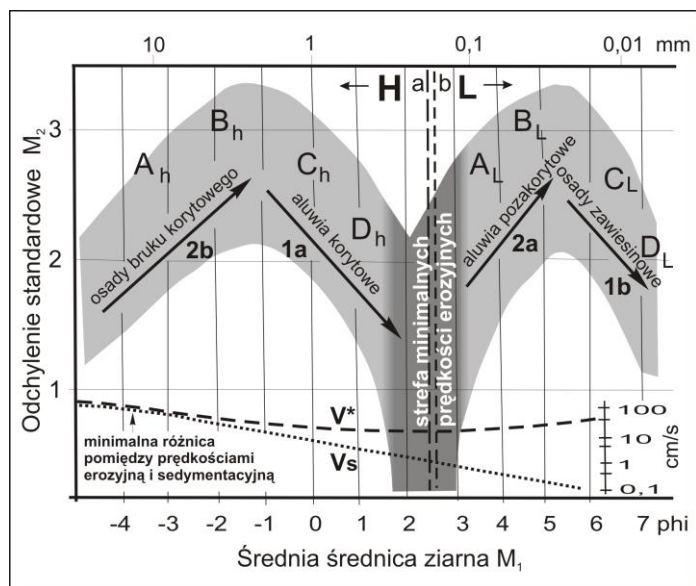
---

## METODY INTERPRETACJI LITODYNAMICZNEJ

### A. METODA ANALIZY ROZMIESZCZENIA PRÓBEK NA DIAGRAMACH ZALEŻNOŚCI WSKAŹNIKÓW STATYSTYCZNYCH

Metodę interpretacji reżimu energetycznego warunków przepływu środowiska sedimentacyjnego i warunków litodynamicznych opracowali Sly i współautorzy (1983). Polega ona na analizie rozmieszczenia próbek osadów na diagramach zależności wskaźników statystycznych uziarnienia wyliczanych metodą momentów:  $M_1$  i  $M_2$  (ryc. 2) oraz  $M_3$  i  $M_4$  (ryc. 3). W badaniach tych nawiązali oni do analiz stref morfogenetycznych przeprowadzonych przez Thomasa i współautorów (1972). Na diagramach zależności wyznaczone zostały strefy (1) A – erozyjna, (2) B i C – transportowa, (3) D – akumulacyjna.

Na diagramie zależności  $M_1$  i  $M_2$  (ryc. 2) kryterium dla wyznaczania osadów powstających w warunkach górnego i dolnego reżimu przepływu według Sly i in. (1983) mogą być dwie wartości: (1) wartość  $M_1=2,5$  phi, gdyż stanowi ona w przybliżeniu wartość graniczną pomiędzy osadami o ujemnej i dodatniej skośności w zakresie wartości średniej średnicy ziaren odpowiadającej frakcji piasku drobnoziarnistego (2-3 phi) lub (2) wartość  $M_1=2,7$  phi, ponieważ dla tej wartości zanotowali oni największą wartość kurtozy w badanych przez nich osadach rzecznych. W mojej opinii obie wartości są problematyczne i nie pozwalają na arbitralne ustalenie granicy pomiędzy osadami powstającymi w warunkach przepływu nad- i podkrytycznego. Dlatego zaproponowałem wydzielenie grupy osadów ( $M_1=0-3$  phi) powstających w warunkach przejściowych (Szymańda 2011). W tej pracy jednak pominię ten dyskusyjny wątek i w dalszym ciągu rozważań nad interpretacją hydrodynamiczną będę się posługiwał kryteriami zaproponowanymi przez Sly i in. (1993). Graniczne wartości średnicy ziarna w jednostkach phi pomiędzy poszczególnymi polami charakterystycznymi dla różnych typów warunków litodynamicznych według Sly i in. (1983) są następujące (ryc. 2 i 4): (1) w warunkach przepływu nadkrytycznego -  $A_H/B_H = -3,5$  phi,  $B_H/C_H = -1,4$  phi,  $C_H/D_H = 0,4$  phi; (2) w warunkach dolnego reżimu przepływu -  $A_L/B_L = 4,2$  phi,  $B_L/C_L = 4,7$  phi,  $C_H/D_H = 6,2$  phi.



Ryc. 2. Zależność pomiędzy średnią średnicą ziarna i wysortowaniem, na tle interpretacji ustroju przepływu i warunków hydrodynamicznych według Sly i in. (1983), tendencji jednorodnych genetycznie osadów według Mycielskiej-Dowgiałło (2007) oraz prędkości erozyjnych i sedymentacyjnych według Hjulströma (1935), za Szymańską (2010, 2011) zmienione

Oznaczenia:

Propozycja interpretacji hydrodynamicznej środowiska fluwialnego wg Sly i in. (1983):

a – linia maksymalnych wartości kurtozy, b – linia podziału skośności, graniczna wartość nakładania się dwóch trendów zmiany skośności z dodatniej na ujemną w warunkach górnego i dolnego reżimu przepływu,

Warunki hydrodynamiczne i morfogenetyczne przepływu:

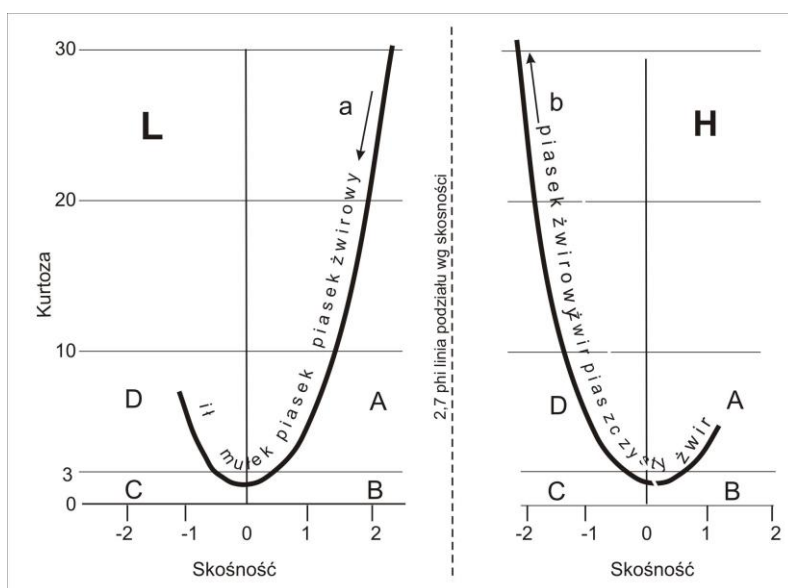
H – górny reżim przepływu,  $A_H$  – warunki erozyjne górnego reżimu przepływu,  $B_H$  i  $C_H$  – warunki transportowe górnego reżimu przepływu,  $D_H$  – warunki akumulacyjne górnego reżimu przepływu, L – dolny reżim przepływu,  $A_L$  – warunki erozyjne dolnego reżimu przepływu,  $B_L$  i  $C_L$  – warunki transportowe dolnego reżimu przepływu,  $D_L$  – warunki akumulacyjne dolnego reżimu przepływu.

Tendencje układu pól i ich interpretacja genetyczna wg Mycielskiej-Dowgiałło (2007):

1a,b - układ I - linia tendencji pogarszania się wysortowania wraz ze wzrostem średniej średnicy ziarna w osadach korytowych, fluwio-glacialnych i eolicznych, a także osadach zawieszinowych wypełnień paleokoryt – linia przerywana (wg. Ludwikowskiej-Kędzi, 2000); 2a,b - układ II - linia tendencji polepszania się wysortowania wraz ze wzrostem średniej średnicy ziarna w osadach wezbraniowych, bruku korytowego, pustynnych-eolicznych i deluwialnych.

Wartości prędkości rangowych wg Hjulströma (1935):  $V^*$  - linia prędkości erozyjnej,  $V_s$  – linia prędkości sedymentacyjnej

W tym miejscu ważne jest wniesienie jeszcze jednej istotnej uwagi odnośnie kryterium rozróżniania warunków litodynamicznych na podstawie rozmieszczenia próbek osadów na diagramie  $M_3$  i  $M_4$  (ryc. 3). Ponieważ wartości wskaźnika kurtozy w jednostkach phi są zawsze większe od zera, dlatego jako kryterium dla odróżnienia osadów powstających w warunkach sprzyjających transportowi ziaren (segment B i C, ryc. 3) od charakteryzujących strefy erozji (segment A) i depozycji (segment D) osadów przyjąłem wartość kurtozy  $M_4=3$ . Wartość ta odpowiada rozkładowi normalnemu wyliczanemu metodą momentów w jednostkach phi (Cadigan, 1961). W oryginalnej pracy Sly i in. (1983) wartością graniczną jest zero, jako wartość odpowiadająca normalnemu (mezokurtycznemu) rozkładowi uziarnienia wyliczanemu w skali metrycznej.



Ryc. 3. Tendencje rozkładu próbek na diagramie skośności do kurtozy w relacji do reżimu przepływu i warunków morfogenetycznych według Sly i in. (1983), za Szańdą (2010, 2011) zmienione

Oznaczenia: H – górny reżim przepływu, L – dolny reżim przepływu, A – warunki erozyjne, B i C – warunki transportowe, D – warunki akumulacyjne, a – sortowanie przez selektywną depozycję drobnoklastycznych ziaren z zawiesiny, b – selektywny transport poprzez resuspensję ziaren

## B. KOMPLEKSOWA ANALIZA ANOMALII WSKAŹNIKÓW UZIARNIENIA

Metoda ta została opracowana przez Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996) i zastosowana w analizie stref morfodynamicznych części brzegowej Morza Bałtyckiego w rejonie wyspy Wolin. Zgodnie z tą metodą analizie poddawany jest zbiór danych statystycznych wyliczanych metodą momentów lub metodą Folka i Warda (1957). W oparciu o wartości poziomu ufności lub odchylenia standardowego (wyliczonego dla badanego zbioru danych) spośród badanych wyników wyznacza się trzy podzbiory. Pierwszy (oznaczony jako 0) zawierający dane mieszczące się w zakresie poziomu ufności lub odchylenia standardowego, oraz dwa zbiory wartości anomalnych odbiegających dodatnio (+) lub ujemnie (-) od pierwszego zbioru. Zbiór pierwszy oznacza równowagę dynamiczną (czyli warunki transportowe). Zbiór anomalii dodatnich dla wskaźnika średniej średnicy ( $M_1$ ) ziarna i skośności ( $M_3$ ) oznacza warunki akumulacyjne (A), natomiast dla wskaźnika wysortowania ( $M_2$ ) i kurtozy ( $M_4$ ) odpowiada warunkom redepozycyjnym - erozyjnym (E). Natomiast zbiór anomalii ujemnych odwrotnie,  $M_1$  i  $M_3$  - warunki akumulacyjne (A), a  $M_2$  i  $M_4$  - warunki erozyjne (E). W oryginalnej pracy Baranieckiego i Racinowskiego oznaczenia literowe są inne niż tu zamieszczone.

Interpretacja litodynamiczna obejmuje kompleksową analizę opisanych trzech zbiorów wyznaczonych dla wszystkich czterech wskaźników, przy czym zdaniem Baranieckiego i Raniowskiego za parametry wiodące powinno się przyjąć wartości średniej średnicy ziarna i wysortowania. W dalszej kolejności autorzy ci przypisali warunki morfodynamiczne dla 12 typów przypadków, w zależności od przynależności wartości parametrów statystycznych próbki do grupy równowagi - transportu (0), akumulacji (A) lub redepozycji - erozji (E): (1) zdecydowana równowaga (transport) - wszystkie wskaźniki 0, (2) zdecydowana redepozycja - wszystkie wskaźniki E, (3) zdecydowana depozycja - wszystkie wskaźniki A, (4) wyraźna równowaga - trzy wskaźniki mają wartość 0 (zero), (5) wyraźna redepozycja - trzy wskaźniki E, (6) wyraźna akumulacja - trzy wskaźniki A, (7) umiarkowana redepozycja - dwa wskaźniki mają wartość E, pozostałe 0, (8) umiarkowana depozycja - dwa wskaźniki mają wartość A, pozostałe 0, (9) słaba równowaga - dwa wskaźniki mają wartość 0, pozostałe różną, (10) słaba redepozycja - dwa wskaźniki mają wartość E, pozostałe różną, (11) słaba depozycja - dwa

wskaźniki mają wartość A, pozostałe różną, (12) warunki nieustalone – po dwie wartości E i A.

#### PRZYKŁADY ZASTOSOWANIA INTERPRETACJI LITODYNAMICZNYCH

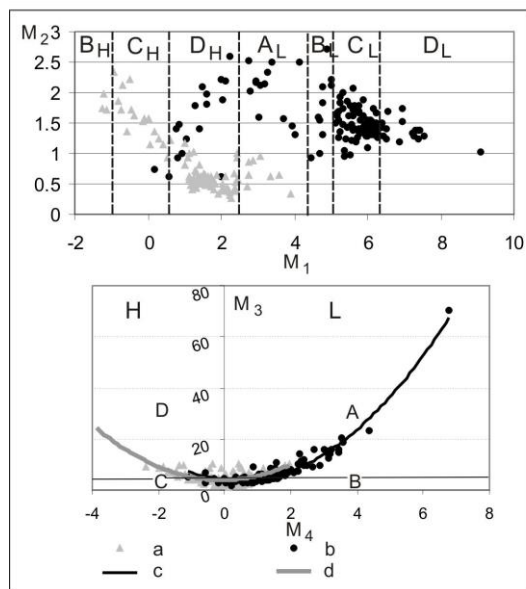
Jako przykłady zastosowania opisanych powyżej metod interpretacji litodynamicznej posłużą badania osadów dennych Zbiornika Włocławskiego (Gierszewski, Szmańda 2007, 2010 i analizy aluwiołów pozakorytowych Wisły na stożku aluwialnym powstałym podczas powodzi wiosennej w 2010 r. (Gierszewski i in. 2011, Szmańda, Gierszewski 2013).

Osady denne Zbiornika Włocławskiego stanowią głównie mułki wypełniające część profundalną misy zbiornika, natomiast na stożku aluwialnym w okolicy Świniar zakumulowane zostały głównie osady piaszczyste. Z analizy rozmieszczenia próbek tych osadów na diagramach zależności średniej średnicy ziarna ( $M_1$ ) i wysortowania ( $M_2$ ) oraz skośności ( $M_3$ ) i kurtozy ( $M_4$ ) (ryc. 4) wynika, że:

(1) Osady denne Zbiornika Włocławskiego tworzyły się głównie w warunkach dolnego ustroju przepływu, na co wskazuje także linia trendu ich rozkładu (ryc. 4) nawiązująca do linii rozmieszczenia osadów powstających w warunkach przepływu podkrytycznego na rycinie 3. (2) Aluwia pozakorytowe stożka aluwialnego w Świniarach stanowią zapis głównie warunków przepływu podkrytycznego i w zdecydowanie mniejszym udziale rejestrują nadkrytyczne warunki przepływu (ryc. 3). Natomiast z przebiegu linii trendu na diagramie zależności  $M_3$  i  $M_4$  (ryc. 4) nie można jednoznacznie wnioskować o warunkach hydrodynamicznych przepływu wody. Ten przebieg linii trendu potwierdza moje wątpliwości co do jednoznacznego wyznaczania osadów powstających w warunkach przepływu nad- i podkrytycznego w przypadku osadów piaszczystych (Szmańda 2011).

(3) Największa część osadów dennych Zbiornika Włocławskiego reprezentuje transportowe warunki litodynamiczne przy przepływie podkrytycznym ( $B_L$ ,  $C_L$ ), tylko dwie próbki ułożyły się w polu osadów odpowiadających warunkom transportowym nadkrytycznego ustroju przepływu (ryc. 3). Strefa transportu zajmuje także największą część misy zbiornika (ryc. 5a). Zdecydowanie mniejsza jest strefa erozyjna (ryc. 5a) i jednocześnie reprezentowana jest przez najmniejszą liczebnie grupę osadów (ryc. 4). Strefa akumulacyjna, chociaż reprezentowana przed drugą

pod względem liczebności grupę osadów (ryc. 4), powstających zarówno w warunkach przepływu pod- ( $D_L$ ) jak i nadkrytycznego ( $D_H$ ), jest strefą o najmniejszym zasięgu w misie zbiornika (ryc. 5a).



Ryc. 4. Rozmieszczenie próbek osadów na diagramach zależności

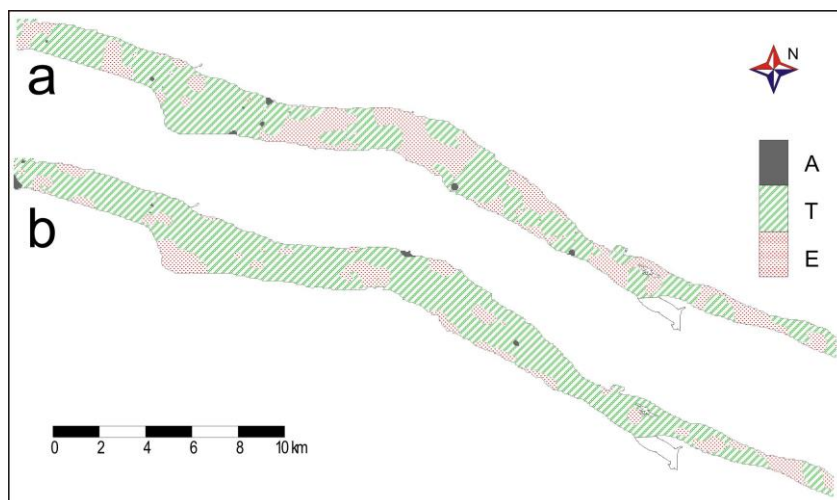
Oznaczenia: a – aluwia pozakorytowe stożka aluwialnego w Świniarach, b – osady denne Zbiornika Włocławskiego, c – linia trendu osadów dennych, d – linia trendu aluwii pozakorytowych,  $A_H$  – warunki erozyjne górnego reżimu przepływu,  $B_H$  i  $C_H$  – warunki transportowe górnego reżimu przepływu,  $D_H$  – warunki akumulacyjne górnego reżimu przepływu, L – dolny reżim przepływu,  $A_L$  – warunki erozyjne dolnego reżimu przepływu,  $B_L$  i  $C_L$  – warunki transportowe dolnego reżimu przepływu,  $D_L$  – warunki akumulacyjne dolnego reżimu przepływu, H – górnego reżimu przepływu, L – dolnego reżimu przepływu, A – warunki erozyjne, B i C – warunki transportowe, D – warunki akumulacyjne

(4) Z analizy rozmieszczenia próbek na diagramie zależności  $M_1$  i  $M_2$  (ryc. 4) wynika, że aluwia pozakorytowe, z których zbudowany jest stożek aluwialny w Świniarach powstawały w przewodzie w warunkach akumulacyjnych górnego reżimu przepływu ( $A_L$ ). Kolejną grupę pod względem liczebności stanowią próbki reprezentujące warunki transportowe górnego reżimu przepływu ( $B_H$  i  $C_H$ ), a najmniej liczebne są aluwia strefy erozyjnej powstałe w warunkach przepływu podkrytycznego.



Analiza rozmieszczenia stref litodynamicznych wykonana przy zastosowaniu analizy rozmieszczenia próbek na diagramie zależności  $M_3$  i  $M_4$  (ryc. 4 i 6a) wykazała jednak, że na badanym stożku aluwialnym największy zasięg ma strefa erozyjna i występuje w środkowej części stożka, natomiast strefa transportowa jest mniejsza od erozyjnej i zajmuje skrajne jego fragmenty, natomiast strefa akumulacji na marginalne znaczenie i zasięg.

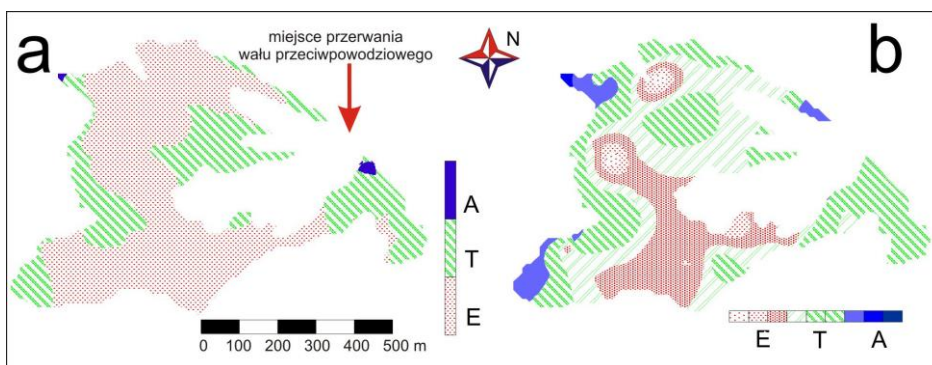
W oparciu o metodę Sly i in. (1983), analizy warunków litodynamicznych na podstawie rozmieszczenia próbek na diagramie skośności ( $M_3$ ) i kurtozy ( $M_4$ ) oraz metodę kompleksowej analizy anomalii wskaźników uziarnienia Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996) wykonano analizę rozmieszczenia przestrzennego stref litodynamicznych. Rozkład przestrzenny stref litodynamicznych w misie Zbiornika Włocławskiego oraz na stożku aluwialnym w Świniarach został zamieszczony na rycinach 5 i 6. Pomimo, różnic w zasięgu poszczególnych stref w obu przypadkach widoczna jest zbieżność wyników interpretacji. Obie metody wykazały dominację strefy transportowej na dnie Zbiornika Włocławskiego (ryc. 5), co potwierdza jego przepływowo charakter (Gierszewski 2011).



Ryc. 5. Strefy litodynamiczne na dnie Zbiornika Włocławskiego wg Gierszewskiego i Szmańdy (2007) zmienione

Oznaczenia: a – analiza metodą Sly i in. (1983), b – analiza metodą Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996), E – strefa erozji, T – strefa transportowa, A – strefa akumulacji

Natomiast stożek aluwialny w Świniarach (ryc. 6) utworzył się w warunkach sprzyjających erozji i transportowi osadów, jakie panowały na zapleczu wyrwy w wale przeciwpowodziowym tuż po jego przerwaniu. Jedynie w strefie krawędziowej stożka odłożone zostały drobnoklastyczne aluvia, charakterystyczne dla strefy akumulacyjnej. W uziarnieniu aluwów w postaci zmniejszania się przeciętnej średnicy ziarna, został zapisany spadek prędkości płynięcia wody wraz ze wzrostem odległości od miejsca przerwania wału przeciwpowodziowego.



Ryc. 6. Strefy litodynamiczne na stożku aluwialnym w Świniarach wg Szymańdy i Gierszewskiego (2013) zmienione

Oznaczenia: a – analiza metodą Sly i in. (1983), b – analiza metodą Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996), E – strefa erozji, T – strefa transportowa, A – strefa akumulacji

## PODSUMOWANIE

Omówione tu metody interpretacji litodynamicznej oparte o analizę wskaźników uziarnienia nawiązują do zapoczątkowanego przez Mc Laren (1981) kierunku badań sedymentologicznych, który w literaturze przedmiotu jest określany jako analiza trendów sedymentacji (STA). Metoda Sly i in. (1983) oparta jest o interpretację trendów rozmieszczenia próbek na diagramach zależności wskaźników uziarnienia, natomiast metoda Baranieckiego i Racinowskiego (1989, 1996) polega na analizie anomalii wskaźników wykonywanej dla dużej populacji próbek osadów.

Analiza rozmieszczenia próbek na diagramie zależności średniej średnicy ziarna ( $M_1$ ) i wysortowania ( $M_2$ ) metodą zaproponowaną przez Sly i współautorów (1983), nie jest spójna z analizą rozmieszczenia próbek na

diagramie zależności skośności ( $M_3$ ) i kurtozy ( $M_4$ ) oraz z wykonaną na tej podstawie analizą rozkładu stref litodynamicznych (ryc. 5 i 6). Potwierdza to moje wątpliwości co do wartości hydro- i litodynamicznej interpretacyjnej rozmieszczenia próbek na diagramie zależności  $M_1$  i  $M_2$ . Propozycje rozwiązania problemu interpretacji hydrodynamicznej warunków ustroju przepływu zamieściłem w pracy dotyczącej zapisu sedymentacji w uziarnieniu aluwiiów pozakorytowych (Szymańska 2011).

Rezultaty przestrzennej analizy trendów sedymentacji (ryc. 5 i 6) uzyskiwane przy zestawieniu obu metod (Sly i in. 1983 oraz Baranieckiego i Racinowskiego 1989, 1996) różnią się w szczegółach, jednak ogólne wnioski płynące z przytoczonych w tej pracy przykładów ich zastosowania są zbieżne ze sobą. Ponadto wyniki interpretacji potwierdzają badania hydrodynamicznych warunków transportu osadów w Zbiorniku Włocławskim (Gierszewski 2011) oraz obserwacje skutków sedymentologicznych i geomorfologicznych przerwania wału przeciwpowodziowego podczas wezbrania wiosennego w 2010 roku, które zostały przeprowadzone w Świniarach (Gierszewski i in. 2011). Oznacza to, że wskaźniki uziarnienia, w przypadku zastosowania tych dwóch analizy metod przestrzennej STA, mogą stanowić wiarygodne indykatory litodynamiki prądowego środowiska sedymentacji.

#### LITERATURA:

- Achrem E., Gierszewski P., 2007, Zbiornik Włocławski. Biblioteka Monitoringu Środowiska, Bydgoszcz.
- Baraniecki J., Racinowski R., 1989. Wykorzystanie parametrów uziarnienia rumowiska z dolnej części spływu strefy potoku przyboju do określania tendencji rozwojowych brzegu morskiego wyspy Wolin. [W:] Brzeg Morski 1, Zeszyt prac zebranych, Stud. i Mat. Ocean., 55, Ossolineum: 107-129.
- Baraniecki, J., Racinowski, R., 1996, The application of graining parameters of the rubble from the lower part of the back-swash of the shore stream zone to the determination of evolution tendencies of the Wolin Island coast. [W:] Z. Meyer (red.), Lithodynamics of Seashore. Polish Academy of Sciences, Technical University of Szczecin: 27–38.

- 
- Blott S.J., Pye K., 2001. Gradistat: A grain size distribution and statistics package for the analysis of unconsolidated sediments. *Earth Surf. Proc. Land.*, 26 1237-1248.
  - Cadigan R.A., 1961, Geologic interpretation of grain-size distribution measurements of Colorado Plateau sedimentary rocks. *J. Geology*, 69: 121-144.
  - Folk R.L, Ward W.C., 1957. Brazos River bar: a study in the significance of grain size parameters. *J. Sedim. Petrol.*, 27: 3–26.
  - Folk R.L., 1966. A review of grain size parameters. *Sedimentology*, 6: 73-93.
  - Gierszewski P., 2011, Impact of the Włocławek Reservoir on the conditions for the transport of suspended load. *Geomorfologia Slovakia et Bohemica*, 1: 28-41.
  - Gierszewski P., Szmańda J.B. 2007, Grain size composition and sedimentological environments in the Włocławek reservoir bottom deposits (Vistula river, central Poland), *Proceedings of the Tenth International Symposium on River Sedimentation*, vol. V, *Effects of River Sediments and Channel Processes on Social, Economic and Environmental Safety*, vol. V, 1-14 August 2007, Moscow, Russia: 100-108.
  - Gierszewski P., Szmańda J.B., 2010, Litodynamiczna interpretacja warunków akumulacji osadów dennych Zbiornika Włocławskiego, [w:] Ciupa T., Suligowski R. (red.), *Woda w badaniach geograficznych*, Kielce: 169-177.
  - Gierszewski P., Szmańda J.B., 2012, Geomorphological and sedimentological effects of failure of the Vistula flood embankment near Płock. 12. mezinárodní konference Stav geomorfologických výskumů v roce 2012, *Geomorfologický Sborník* 10, 18.–20. 04 2012 Parkhotel Sokolov, Czech Republic, 9-10.
  - Gierszewski P., Szmańda J.B., Habel M., Kaszubski M., 2011, Geomorfologiczny i sedimentologiczny zapis efektów przerwania wału przeciwpowodziowego Wisły w Świniarach. IX Zjazd Geomorfologów Polskich, *Georóżnorodność rzeźby Polski*, 20-22.09.2011 r., Poznań: 59.
  - Grzegorzczak M., 1970. Metody przedstawiania uziarnienia osadów. *Prace Kom. Geogr.-Geol.* 10, 2, Poznań.
  - Hjulström F., 1935. Studies of the morphological activity of rivers as illustrated by the river Fyris. *Bull. Geol. Inst.*, Uppsalla 25.

- 
- Krumbein W.C., 1934. Size frequency distributions of sediments. *J. Sedim. Petrol.*, 4: 65–77.
  - Le Roux, J.P. 1994. An alternative approach to the identification of sand sediment transport paths based on a grain-size trends. *Sediment. Geol.* 94, 97–107.
  - Ludwikowska-Kędzia M. 2000. Ewolucja środkowego odcinka doliny Belnianki w późnym glacie i holocenie, Wyd. Akad. Dialog, Warszawa.
  - Ludwikowska-Kędzia M., 2000, Ewolucja środkowego odcinka doliny Belnianki w późnym glacie i holocenie, Wyd. Akad. Dialog, Warszawa.
  - Masselink, G., 1992. Longshore variation of grain size distribution along the coast of the Rhône delta, Southern France: a test of “McLaren model”. *J. Coastal Res.*, 8, 2: 286–291.
  - McLaren, P., 1993. Discussion of: Masselink, G., 1992. Longshore variation of grain size distribution along the coast of the Rhône Delta, southern France: a test of the McLaren Model. *J. Coast. Res.* 8 (2), 286–291.
  - McLaren P. 1981. An interpretation of trends in grain size measures. *J. Sedim. Petrol.*, 51: 611-624.
  - McLaren P. Bowles D. 1985. The effects of sediment transport on grain-size distributions. *J. Sedim. Petrol.*, 55: 457-470.
  - McLaren P., Hill S.H., Bowles D., 2007. Deriving transport pathways in a sediment trend analysis (STA). *Sediment Geol.*, 202: 489–498.
  - Middelkoop H., Asselman N., 1998. Spatial variability of floodplain sedimentation at the event scale in the Rhine-Meuse delta, The Netherlands. *Earth Surf. Proc. Land.*, 23: 561-573.
  - Mohd-Lokman, H., Rosnan, Y., Ejria, S., Shazili, N.A.M., Kassim, K.K.Y., 1998. Deducing sediment transport direction and the relative importance of rivers on a tropical microtidal beach using the “McLaren model”. *Environ. Geol.* 34 (2–3), 128–134.
  - Mycielska-Dowgiało E. 1995. Wybrane cech teksturalnych osadów i ich wartość interpretacyjna. [W:] E. Mycielska-Dowgiało, J. Rutkowski (red.), *Badania osadów czwartorzędowych. Wybrane metody i interpretacja wyników.* Warszawa: 29-105.
  - Mycielska-Dowgiało E. 2007. Metody badań cech teksturalnych osadów klastycznych i wartość interpretacyjna wyników. [W:] E. Mycielska-Dowgiało, J. Rutkowski (red.), *Badania cech teksturalnych*

---

osadów czwartorzędowych i wybrane metody oznaczania ich wieku, Wyd. Szkoły Wyższej Przymierza Rodzin, Warszawa: 95-180.

- Poizot E., Mear Y., 2010. Using a GIS to enhance grain size trend analysis. *Environmental Modelling & Software*, 25: 513–525.
- Poizot E., Méar Y., Biscara L., 2008. Sediment Trend Analysis through the variation of granulometric parameters: A review of theories and applications. *Sediment Geol.*, 86: 15-41.
- Poizot E., Mear Y., Thomas M., Garnaud S., 2006, The application of geostatistics in defining the characteristic distance for grain size trend analysis. *Computers & Geosciences*, 32: 360–370.
- Racinowski R., Szczypek T., Wach T., 2001. Prezentacja i interpretacja wyników badań uziarnienia. Wyd. UŚ, Katowice.
- Sly P.G, Thomas R. L., Pelletier B. R., 1983. Interpretation of moment measures derived from water-lain sediments. *Sedimentology*, 30: 219-233.
- Szmańda J.B., 2004. Znaczenie materiału źródłowego i transportu ziaren w akumulacji powodziowej – studium przypadku – aluwia pozakorytowe Wisły, Drwęcy i Tążyny, *Prace Geograficzne IGiPZ PAN* 200, 355-372.
- Szmańda J.B., 2010. Litodynamiczna interpretacja środowiska fluwialnego na podstawie wskaźników uziarnienia – przegląd wybranych metod. *Landform Analysis*, 12: 109-125.
- Szmańda J.B., 2011. Zapis warunków depozycji w uziarnieniu aluwii pozakorytowych. *Landform Analysis*, 18.
- Szmańda J.B., Gierszewski P., 2013, Sediments Trend Analysis (STA) in reconstruction of accumulation conditions of overbank deposits on the crevasse splay (Świniary, the Vistula river valley – case study), 13. mezinárodní konference Stav geomorfologických výskumů v roce 2013, *Geomorfologický Sborník* 11, 24.–26. 04 2013 Mikulov, Czech Republic: 42-43.
- Thomas R. L., Kemp L.W., Lewis C.F.M., 1972. Distribution, composition and characteristics of the surficial sediments of Lake Ontario. *J. Sedim. Petrol.*, 42, 1: 66-84.

**Ewa Nowak**Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach  
Zakład Badań Regionalnych i Gospodarki Przestrzennej**WYBRANE STATYSTYCZNE METODY OCENY NIERÓWNOŚCI  
REGIONALNYCH W POLSCE****Streszczenie**

Celem badania był dobór cech i metod klasyfikacji, które wieloaspektowo przedstawiają siłę ekonomiczną poszczególnych regionów kraju i stanowią podstawę wyznaczania obszarów wzrostu i problemowych oraz identyfikują nierówności regionalne. Do oceny zróżnicowania strukturalnego i przestrzennego (16 województw) wykorzystano dwie metody: hierarchiczną (metodę aglomeracyjną) i niehierarchiczną (metodę k-średnich) w świetle wybranych 7 cech. Zastosowane metody pozwoliły na wyodrębnienie klas województw podobnych do siebie ze względu na charakteryzujące je właściwości oraz ich uporządkowanie według rosnącej lub malejącej wartości cech. Wydaje się, że z praktycznego punktu widzenia właściwym podejściem jest prowadzenie klasyfikacji kilkoma metodami i dokonanie wyboru tych, których wyniki powtarzają się lub są do siebie zbliżone.

**WPROWADZENIE**

Rozwój społeczno-gospodarczy w aspekcie geograficzno-ekonomicznym charakteryzuje się zróżnicowaniem przestrzennym w ujęciu regionalnym. Każdy region posiada własny, często bardzo zindywidualizowany, zestaw cech składających się na jego potencjał rozwojowy. Zakłada się, że województwo jest nie tylko jednostką administracyjną, stanowi ono podsystem terytorialny państwa o

---

charakterze regionalnym, scalającym i organizującym terytorialnie społeczną, gospodarczą i kulturową działalność jego mieszkańców (Czyż Hauke 2010 s.15).

Celem badania jest dobór cech i metod klasyfikacji, które wieloaspektowo przedstawiają siłę ekonomiczną poszczególnych regionów kraju i stanowią podstawę wyznaczania obszarów wzrostu i problemowych oraz identyfikują nierówności regionalne. Zróżnicowanie regionalne w Polsce wiąże się dziedzictwem przeszłości, sięgającym okresu zaborów, a po II wojnie światowej z polityką lokalizacyjną gospodarki nakazowo-rozdzielczej. Po przełomie polityczno-systemowym od 1989 roku możemy wyróżnić dwa etapy rozwoju regionalnego: przed i po akcesji do Unii Europejskiej, kiedy Polska wykorzystuje fundusze na rozwój regionalny. Układ regionalny stanowi podział terytorialny kraju na 16 województw.

#### DOBÓR CECH ANALITYCZNO-STRUKTURALNYCH

Do oceny zróżnicowania strukturalnego i przestrzennego (16 województw) wykorzystano dwie metody: hierarchiczną (metodę aglomeracyjną) i niehierarchiczną (metodę k-średnich) w świetle wybranych 7 cech. Zastosowane metody uważane są aktualnie jako bardzo wydajne ze względu na fakt, że dostarczają badaczowi najwięcej informacji przy najmniejszej ingerencji w dane. Dzięki tym metodom uzyskujemy relatywnie najmniej zniekształcony obraz analizowanej gospodarki regionalnej.

Do badania struktury ekonomicznej regionu wybrano siedem cech odnoszących się do następujących zagadnień:

1. Poziom zurbanizowania, którego miarą jest odsetek ludności miejskiej - (LUDM),
2. Poziom aktywności zawodowej, którego wskaźnikiem jest liczba pracujących w przemyśle i budownictwie na 1000 ludności w 2011 roku - (PRACPRZB),
3. Miara poziomu przedsiębiorczości, którą jest liczba podmiotów gospodarczych zapisanych w systemie REGON na 1000 mieszkańców – (PREGON)
4. Poziom zainwestowania w regionie, wyrażany przez wartość brutto środków trwałych w mln zł/osobę - (WBŚT)



5. Siła ekonomiczna regionu, wyrażona wielkością produktu krajowego brutto w zł na mieszkańca - (PKB)
6. Wydajność i towarowość rolnictwa regionu, charakteryzowana przez udział procentowy w wartość globalnej i towarowej produkcji rolniczej w 2010 r. (ceny stałe 2009 r.) - (PRGROL)
7. Miara innowacyjność regionu, którą oddaje udział procentowy przedsiębiorstw wykorzystujących wybrane technologie teleinformatyczne w 2011 r., tj. aplikacje ERP (Enterprise Resource Planning - zaawansowane zarządzanie zasobami) lub CRM (Customer Relationship Management - zarządzanie kontaktami z klientem)<sup>1</sup>.

Tab. 1. Podstawowe statystyki opisowe cech przyjętych do badania

Wyszczególnienie	(LUDM)	PRACPRZB)	(REGON)	(WBŚT)	(PKB)	(PRGROL)	(SPOŁINF)
Średnia arytmetyczna	59,03	238	96,47	65,409	33 645	6,2	6,31
Mediana 50%	60,3	201	96	63, 28	31 425	4,5	6,20
Min	41,50	83,1	71	53, 58	24 973	2,2	2,9
Max	77,8	609	128	110, 9	60359	17,4	11,00
25%	50,75	118	81,8	56, 75	27 681	3,4	5,15
75%	65,05	314	111	68, 46	37 113	7,7	7,40
Odchylenie standardowe	9,992	151	17,45	13, 62	8 735	4,421	1,83
Skośność	-0,141	1,19	0,302	2,68	2,038	1,7	0,67
kurtoza	-0,513	0,895	-0,851	8,88	5,388	2,44	1,97

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.

Zróżnicowanie wybranych cech wyrażają podstawowe statystyki opisowe. Wyniki analizy statystycznej wykazały, że w rozkładzie takiej cechy, jak odsetek ludności miejskiej, mamy asymetrię ujemną, co oznacza, że dominuje grupa województw (dziesięć) - wykazująca poziom urbanizacji wyższy od średniej krajowej. Kurtoza (-0,513) oznacza mniejszą niż w przypadku rozkładu normalnego cech wokół średniej krajowej. Takie cechy, jak: pracujący w przemyśle i budownictwie na 1000 ludności, podmioty w systemie REGON na 1000 mieszkańców, PKB w zł na mieszkańca, wartość

<sup>1</sup> Dane dotyczą podmiotów gospodarczych, w których liczba pracujących przekracza 9 osób. Stacjonarne i przenośne np. laptopy (notebooki); (w 2011 r. również smartfony i nettopy); dane nie obejmują komputerów zintegrowanych z innymi urządzeniami na jednej płycie montażowej, komputerów służących do sterowania i regulacji procesów technologicznych.

brutto środków trwałych w mln zł/osobę, udział województwa w globalnej i towarowej produkcji rolnictwa, udział procentowy przedsiębiorstw wykorzystujących wybrane technologie teleinformatyczne mają dodatnioskośny rozkład częstości obserwacji na obszarze zmienności cech. Oznacza to, że większa grupa województw wykazuje niskie wartości danych cech, natomiast średnia krajowa osiąga stosunkowo wysoką wartość, dzięki nielicznym województwom, należącym do górnych przedziałów zmienności. Wszystkie pozostałe cechy poza REGON, kurtozy mają wartości dodatnie, co wskazuje na silną koncentrację tych cech wokół ich średnich krajowych.

Do badanie współzależności w układzie przestrzennym między cechami dla województw obliczono macierz o wymiarach 7x7 związków korelacyjnych. Współczynnik korelacji Pearsona jest znormalizowaną i niezależną od skali miarą liniowego związku między dwoma zmiennymi. Cechy są skorelowane dodatnio w całym zbiorze, co wskazuje, że zmieniają się w tym samym kierunku. Wysokie wartości współczynnika korelacji, bliskie 1, świadczą o dużej współzależności liniowej badanych cech. Analiza wartości współczynników korelacji pozwala zdiagnozować zjawisko, które nazywamy niespójnością rozwoju regionalnego. Najsilniejsza współzależność liniowa występuje między wartością produktu krajowego na mieszkańca a wartością majątku trwałego  $r = 0,959$ , oraz  $r = 0,758$  liczba podmiotów gospodarczy w rejestrze REGON. Przy zadanym 0,5 % poziomie istotności opartym na rozkładzie t-Studenta.

Tab. 2. Macierz wartości współczynnika korelacji Pearsona cech diagnostycznych

Cecha	LUDM	PRACPRZB	PREGON	WBŚT	PKB	PRGROL	SPOŁINF
LUDM	1,00	0,459	0,578	0,444	0,523	0,009	0,181
PRACPRZB	0,459	1,000	0,410	0,569	0,709	0,406	0,585
PREGON	0,578	0,410	1,000	0,736	0,758	0,307	0,364
WBŚT	0,444	0,569	0,736	1,000	0,959	0,529	0,657
PKB	0,523	0,709	0,758	<b>0,959</b>	1,000	0,559	0,649
PRGROL	0,009	0,406	0,307	0,529	0,559	1,000	0,585
SPOŁINF	0,181	0,585	0,364	0,657	0,649	0,585	1,000

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10. Współczynniki korelacji są istotne z  $p < 0,05$ .

---

Statystyki opisowe wybranych 7 cech potwierdzają, że są one właściwe dla oceny zróżnicowania regionalnego, są nisko skorelowane i znacznie zróżnicowane, co powinno dać dobry obraz nierówności regionalnych zdiagnozowanych przy pomocy wybranych metod klasyfikacji.

### HIERARCHICZNA ANALIZA SKUPIEŃ

Wielowymiarowa analiza porównawcza jest działem statystyki, którego domeną są metody i techniki porównywania obiektów wielocechowych. Wielowymiarowa analiza porównawcza zajmuje się badaniami hierarchizacji obiektów i ich zbiorów ujmowanych w wielowymiarowych przestrzeniach cech z punktu widzenia pewnej charakterystyki, której nie można mierzyć bezpośrednio - rozwój gospodarczy, rozwój społeczny, nierówności regionalne. Analiza porównawcza pozwala na klasyfikację, tj. wyodrębnienie jednorodnych podzbiorów obiektów (województw podobnych do siebie ze względu na wartości cech).

Podstawą analiz przestrzennych, których zasadniczym celem jest klasyfikacja obiektów jest ustalenie ciągu  $p$  cech (zmiennych) i obiektów:

$X_j$ , dla  $j = 1, 2, 3, \dots, p$  oraz

$\{X\} = \{X_1, X_2, X_3, \dots, X_p\}$  - zbiór wszystkich zmiennych

oraz ciągu  $m$  obiektów:

$Q_i$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, m$ , oraz  $\{Q\} = \{Q_1, Q_2, Q_3, \dots, Q_m\}$  - zbiór wszystkich obiektów.

Otrzymana macierz danych przestrzennych, nazywana jest także macierzą geograficzną lub macierzą B.J. Berry'ego (Berry B.J.L. 1967).

Jest rzeczą oczywistą, że dla spełnienia warunku porównywalności macierz informacji przestrzennej o wymiarach  $16 \times 7$  musi być ujednolicona. Zastosowana formuła standaryzacji, dostępna w programie STATISTICA 10, pozwoliła na ujednolicenie wartości cech w przedziale  $[-1:1]$  i przeprowadzenie kolejnych kroków procedury klasyfikacji.

Tab. 3. Standaryzowana macierz cech diagnostycznych

	STAT_EWA							
	1	2	3	4	5	6	7	8
	województwo	LUDM	PRACPRZB	PREGON	WBŚT	PKB	PRGROL	SPOŁINF
C_1	Dolnośląskie	1,077718	0,54970716	0,907098	0,539426	0,92791	-0,37324	-0,115542
C_2	Województwo Pomorskie	0,136982	-0,211076	-0,49152	-0,57085	-0,2905	0,28276	-0,441778
C_3	Lubelskie	-1,25411	-0,6252066	-1,25389	-0,86737	-0,98059	0,486347	0,7000488
C_4	Lubuskie	0,437217	-0,8858575	0,322428	-0,15377	-0,26291	-0,91614	-1,094251
C_5	Łódzkie	0,477248	0,1812235	-0,35969	-0,1581	0,061297	0,373243	-0,768015
C_6	Małopolskie	-0,9939	0,45510543	0,150466	-0,48896	-0,24539	-0,55421	0,5913034
C_7	Mazowieckie	0,51728	1,39847652	1,789835	3,340538	3,058268	2,092425	2,5487215
C_8	Opolskie	-0,66364	-0,9123196	-0,01576	0,165567	-0,4747	-0,64469	-0,768015
C_9	Podkarpackie	-1,7545	-0,2732617	-1,46024	-0,77939	-0,99272	-0,80304	-0,006797
C_10	podlaskie	0,116966	-1,0247832	-1,15071	-0,44266	-0,76239	0,01131	0,3738125
C_11	Pomorskie	0,687413	-0,133013	0,952954	0,091749	0,223515	-0,41848	0,6456761
C_12	Śląskie	1,878344	2,45100345	-0,03869	0,431267	0,690593	-0,78042	0,5369307
C_13	Świętokrzyskie	-1,39422	-0,8474876	-0,77813	-0,69992	-0,63085	-0,64469	-1,855469
C_14	Województwo Mazurskie	0,046912	-0,7383318	-0,90423	-0,76398	-0,73457	-0,14704	-0,441778
C_15	Wielkopolskie	-0,31337	1,26881262	0,71794	0,282164	0,570618	2,52222	0,5913034
C_16	Województwo odniopomorskie	0,997655	-0,6529917	1,612141	0,074286	-0,15759	-0,48635	-0,496151

Źródło obliczenia z programu STATISTICA 10.

Na podstawie zmiennych ujednoliconych wyznaczono macierz odległości między województwami.

Tab. 4. Macierz odległości euklidesowej

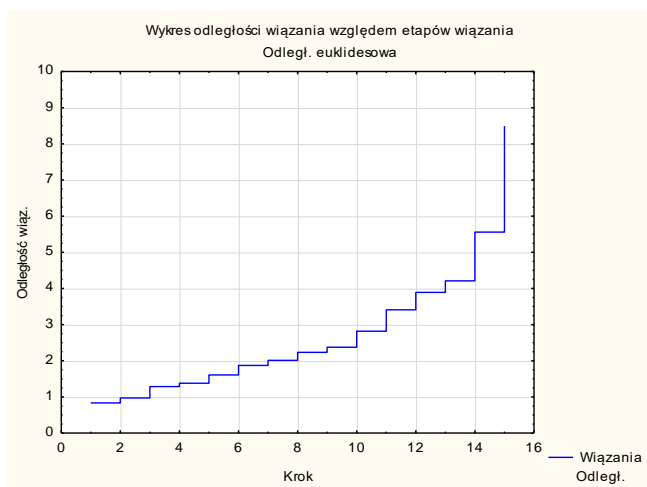
Nr przypadku	Odległ. euklidesowa (STAT_EWA)															
	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8	C_9	C_10	C_11	C_12	C_13	C_14	C_15	C_16
C_1	0,00	2,58	4,30	2,44	2,08	2,80	5,23	2,94	4,46	3,44	1,38	2,41	4,24	3,26	3,40	1,87
C_2	2,58	0,00	2,14	1,80	0,83	1,98	6,83	1,70	2,53	1,44	2,18	3,79	2,41	0,94	3,38	2,53
C_3	4,30	2,14	0,00	3,41	2,86	2,23	7,52	2,59	1,61	1,62	3,47	5,18	2,87	1,90	4,03	4,15
C_4	2,44	1,80	3,41	0,00	1,87	2,64	7,28	1,29	3,24	2,37	2,14	4,16	2,38	1,81	4,57	1,62
C_5	2,08	0,83	2,86	1,87	0,00	2,33	6,43	2,01	3,14	2,10	2,14	3,32	2,78	1,64	3,14	2,40
C_6	2,80	1,98	2,23	2,64	2,33	0,00	6,50	2,08	2,18	2,40	2,10	3,75	2,98	2,27	3,49	2,97
C_7	5,23	6,83	7,52	7,28	6,43	6,50	0,00	7,14	8,17	7,26	5,62	5,72	8,49	7,57	4,63	6,43
C_8	2,94	1,70	2,59	1,29	2,01	2,08	7,14	0,00	2,33	2,02	2,43	4,57	1,75	1,62	4,29	2,38
C_9	4,46	2,53	1,61	3,24	3,14	2,18	8,17	2,33	0,00	2,27	3,82	5,22	2,12	2,11	4,92	4,35
C_10	3,44	1,44	1,62	2,37	2,10	2,40	7,26	2,02	2,27	0,00	2,66	4,47	2,82	0,97	4,19	3,19
C_11	1,38	2,18	3,47	2,14	2,14	2,10	5,62	2,43	3,82	2,66	0,00	3,09	3,94	2,67	3,44	1,50
C_12	2,41	3,79	5,18	4,16	3,32	3,75	5,72	4,57	5,22	4,47	3,09	0,00	5,56	4,37	4,21	3,89
C_13	4,24	2,41	2,87	2,38	2,78	2,98	8,49	1,75	2,12	2,82	3,94	5,56	0,00	2,09	5,13	3,76
C_14	3,26	0,94	1,90	1,81	1,64	2,27	7,57	1,62	2,11	0,97	2,67	4,37	2,09	0,00	4,22	2,90
C_15	3,40	3,38	4,03	4,57	3,14	3,49	4,63	4,29	4,92	4,19	3,44	4,21	5,13	4,22	0,00	4,13
C_16	1,87	2,53	4,15	1,62	2,40	2,97	6,43	2,38	4,35	3,19	1,50	3,89	3,76	2,90	4,13	0,00

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.

Otrzymana macierz odległości euklidesowych – D (16x16) była podstawą do procedury klasyfikacji metodą hierarchiczną i niehierarchiczną.

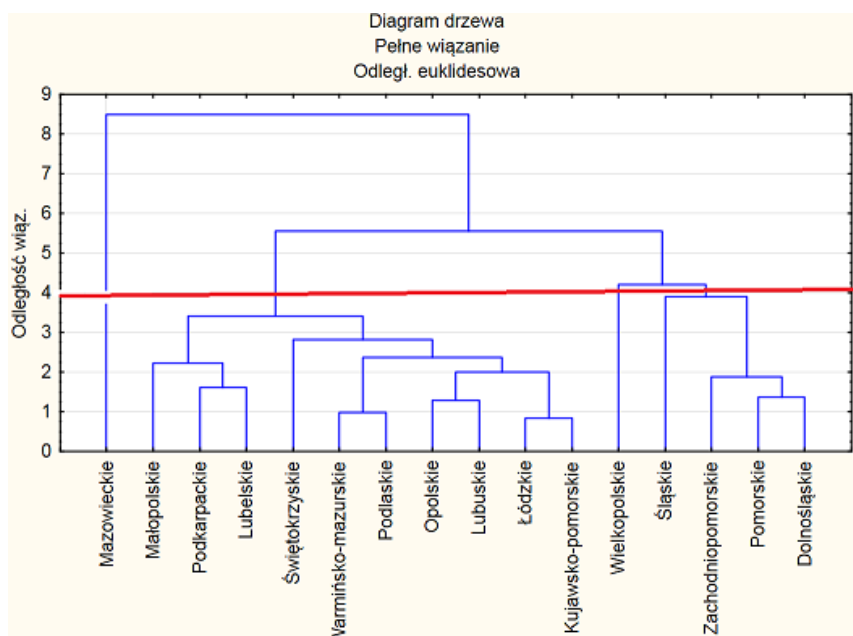
W metodzie hierarchicznej w pierwszym kroku każdy obiekt (województwo) jest traktowany jako osobne skupienie. W każdym następnym kroku rozluźniamy kryteria skupiania. Następnie obiekty są kolejno ze sobą łączone, powstają coraz liczniejsze skupienia poprzez przyłączania w każdym kroku procedury pojedynczej obserwacji lub skupienia do innego skupienia, tworząc hierarchie skupień powstających na każdym kroku procedury. Metody hierarchiczne różnią się od siebie jedynie sposobem wyznaczania odległości pomiędzy nowo tworzonymi skupieniami obiektów: average (metoda średniej odległości między grupami), centroidalna i Warda (odległości euklidesowej). Jako najefektywniejszą wybrano metodę Warda z odległością euklidesową (Marek1989).

Najtrudniejszym zadaniem w metodzie aglomeracyjnej jest ustalenie liczby klas utworzonych z obiektów najbardziej do siebie podobnych. W ustaleniu liczby klas pomocny jest wykres przebiegu procesu aglomeracji (ryc.1). Przyjęto 4 klasy, ponieważ na tym poziomie wiązania wystąpił pierwszy wyraźny przyrostu odległości między analizowanymi obiektami.



Ryc. 1. Analiza procesu aglomeracji - uzasadnienie liczby klas

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.



Ryc. 2. Dendrogram grupowania województw według metody Warda (poziom odcięcia dla 4 klas)

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA10.

Tab. 5. Przebieg skupiania w metodzie aglomeracyjnej Warda

Przebieg aglomeracji (STAT_EWA)																
Pełne wiązanie																
Odległ. euklidesowa																
połącz. odległ.	Obj. Nr 1	Obj. Nr 2	Obj. Nr 3	Obj. Nr 4	Obj. Nr 5	Obj. Nr 6	Obj. Nr 7	Obj. Nr 8	Obj. Nr 9	Obj. Nr 10	Obj. Nr 11	Obj. Nr 12	Obj. Nr 13	Obj. Nr 14	Obj. Nr 15	Obj. Nr 16
.8341467	C_2	C_5														
.9705648	C_10	C_14														
1.286046	C_4	C_8														
1.377909	C_1	C_11														
1.608376	C_3	C_9														
1.871443	C_1	C_11	C_16													
2.010970	C_2	C_5	C_4	C_8												
2.232772	C_3	C_9	C_6													
2.374934	C_2	C_5	C_4	C_8	C_10	C_14										
2.817348	C_2	C_5	C_4	C_8	C_10	C_14	C_13									
3.409406	C_2	C_5	C_4	C_8	C_10	C_14	C_13	C_3	C_9	C_6						
3.890531	C_1	C_11	C_16	C_12												
4.209593	C_1	C_11	C_16	C_12	C_15											
5.559159	C_1	C_11	C_16	C_12	C_15	C_2	C_5	C_4	C_8	C_10	C_14	C_13	C_3	C_9	C_6	
8.492126	C_1	C_11	C_16	C_12	C_15	C_2	C_5	C_4	C_8	C_10	C_14	C_13	C_3	C_9	C_6	C_7

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.

Na zerowym poziomie grupowania mamy 16 skupień jedno obiektowych, którymi są pojedyncze województwa. Jak widać z zapisu procesu aglomeracji w pierwszej iteracji najbardziej podobne do siebie są

województwa kujawsko-pomorskie (C2) i łódzkie (C5) -0,83, następnie podlaskie (C10) i warmińsko-mazurskie (C14) - 0,97, są to skupienia dwuobiektove. Skupienie trzyobiektove, przy wartości odległości 1,87, tworzą województwa: dolnośląskie (C1), pomorskie (C11) i zachodniopomorskie (C16). Przy odległości wiązania 3,89 do tego skupienia dołączyło województwo śląskie (C12) i dalej, przy podobieństwie 4.02 województwo wielkopolskie (C15), tworząc razem jedno skupienie pięcioobiektove. Podział dendrogramu na 4 klasy spowodował, że województwo wielkopolskie stało się jednoobiektowym skupieniem. Zupełnie inaczej jest z województwem mazowieckim, które też tworzy skupienie jednoobiektove, ale jest ono niepodobne ze względu na badane cechy do żadnego skupienia, łączy się z nimi dopiero na końcu procesu aglomeracji, kiedy powstaje jedna klasa.

W efekcie otrzymano dwie klasy, które są skupieniami jednoobiektoowymi. Tworzą je klasa I - województwo wielkopolskie i klasa II - mazowieckie. Oznacza to, że wymienione klasy są całkowicie odrębne, niepodobne do innych województw w sensie badanych cech. Klasa III zawiera dziesięć województw (małopolskie, podkarpackie, lubelskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie, opolskie, lubuskie, łódzkie, kujawsko-pomorskie) a klasa IV - cztery województwa (śląskie, zachodniopomorskie, pomorskie, dolnośląskie).



Ryc. 3. Rozkład otrzymanych klas województw hierarchiczną analizą skupień  
Źródło: opracowanie własne.

---

Zaprezentowana hierarchiczna metoda aglomeracyjna z kryterium grupowania Warda wykorzystuje algorytm minimalnej wariancji i pozwala na jednoznaczne przypisanie województw do klas. Otrzymano klasy rozłączne i hierarchiczną czytelną strukturę podobieństwa, jedne skupienia są zawarte w drugich - począwszy od skupień jednoobektowych, a skończywszy na jednym skupieniu zawierającym wszystkie województwa. Metoda aglomeracyjna Warda jest metodą, w wyniku której uzyskujemy strukturę skupień i strukturę obiektów uporządkowaną hierarchicznie, zgodnie z rosnącą odległością. W technikach hierarchicznych są wyodrębniane szczeble, na których poszczególne obiekty łączą się w grupy (w przypadku aglomeracji) lub rozpadają się na podgrupy w przypadku podziału. W technikach hierarchicznych grupy nie mogą rozpadać się na żadnym etapie grupowania. Obiekt nie może przechodzić z jednej do drugiej grupy. Po każdym kroku liczba grup zmniejsza się - po  $n-1$  krokach wszystkie obiekty zostaną zaliczone do jednej grupy. Zaletą tych metod jest to, że jeśli zmienimy miary podobieństwa czy odległości, wynik pozostaje bez zmian, jednakże dla dużych zbiorów danych są to metody mało użyteczne, gdyż wynik jest trudny do zobrazowania na wykresie w formie dendrogramu czy wykresu soplekowego, problemem jest także określenie liczby skupień (Nowak 2004).

#### METODA NIEHIERARCHICZNA K-ŚREDNICH

Metoda grupowania niehierarchicznego „k-średnich” jest metodą opracowaną przez J. MacQueena i jest to najczęściej wykorzystywana metoda iteracyjno-optymalizacyjna (Gatnar E., 1995). Z reguły przyjmuje się, że liczba tworzonych skupień jest równa  $k$  i stąd nazwa tej metody. Jest to iteracyjna procedura podziału obiektów na  $k$  grup, minimalizująca wielkość wariancji wewnątrzgrupowej. Istota metody polega na tym, że optymalizowana jest funkcja jakości podziału obiektów. Mierzone za pomocą wariancji różnicowanie obiektów w grupach powinno być jak najmniejsze, zaś pomiędzy grupami - jak największe. Obiekt jest przydzielany do klasy, której środek ciężkości leży najbliżej w sensie odległości euklidesowej. Stosując tę metodę musimy podać z góry liczbę (klas) skupień. W ostatnim etapie otrzymujemy informacje o przynależności obiektów do wygenerowanych skupień (tabela 6) oraz strukturę cech w skupieniach (ryc.4). Wybór liczby klas podziału jest dość trudnym



problemem, decyzja jest subiektywna i ta jest lepsza, która realizuje cel badań. W tym przypadku, ze względu na porównanie dwóch metod, przyjęto 4 klasy.

W technikach niehierarchicznych nie uwzględnia się porządku tworzenia grup. Obiekty, które znalazły się w jednej grupie, niekoniecznie muszą pozostawać razem do końca procesu klasyfikacji. Obiekty mogą zmieniać przynależność do klas.

W metodach klasyfikacji, tak hierarchicznych i niehierarchicznych, decyzja o tym, które obiekty powinny być łączone lub dzielone w danym kroku procedury aglomeracyjnej wynika z podobieństwa między obiektami obliczanego w macierzy odległości. Jedynym wewnętrznym kryterium podziału obiektów jest matematycznie zdefiniowane podobieństwo między nimi.

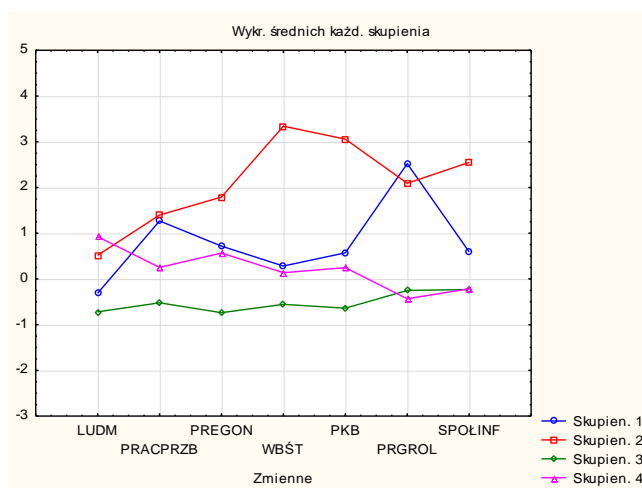
Grupowanie obiektów w ramach metody niehierarchicznej przebiega w następujących etapach: ustalenie maksymalnej liczby iteracji oraz liczby klas  $k$ , na które ma być podzielony analizowany zbiór obiektów (procedura ta nie jest zbieżna i należy ustalić z góry dopuszczalną liczbę iteracji).

W początkowym etapie określamy  $k$ -centrów dla poszczególnych skupień. Tymi centrami mogą być pewne obiekty z badanego zbioru. Sposób ich wyboru może być losowy (Gatnar 1995). Poszczególne obiekty przyporządkowuje się do skupień, dla których odległość od środka ciężkości danego skupienia jest najmniejsza, kolejne obiekty przydziela się do tego skupienia, które leży najbliżej, przenosi się obiekty pomiędzy skupieniami tak, by uzyskać poprawę jakości podziału, jakość podziału określona jest wartością wariancji podziału obiektów między  $k$  skupień. Reguła przypisywania danego obiektu do grupy jest następująca: obiekt należy do skupienia, jeżeli znajduje się bliżej jego centrum niż innych centrów.

Tab. 6. Standaryzowana macierz cech wraz z przynależnością województw do klas i odległością między skupieniami

STAT_EWA											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
województwo	LUDM	PRACPRZB	PREGON	WBST	PKB	PRGROL	SPOLINF	NR PRZYP	GRUPA	ODLEGL.	
C 1	Dolnośląskie	1,077718	0,54970716	0,907098	0,539426	0,92791	-0,37324	-0,115542	1	4	0,35
C 2	Województwo Pomorskie	0,136982	-0,211076	-0,49152	-0,57085	-0,2905	0,28276	-0,441778	2	3	0,44
C 3	Lubelskie	-1,25411	-0,6252066	-1,25389	-0,86737	-0,98059	0,486347	0,7000488	3	3	0,56
C 4	Lubuskie	0,437217	-0,8858575	0,322428	-0,15377	-0,26291	-0,91614	-1,094251	4	4	0,65
C 5	Łódzkie	0,477248	0,1812235	-0,35969	-0,1581	0,061297	0,373243	-0,768015	5	4	0,55
C 6	Małopolskie	-0,9939	0,45510543	0,150466	-0,48896	-0,24539	-0,55421	0,5913034	6	3	0,63
C 7	Mazowieckie	0,51728	1,39847652	1,789835	3,340538	3,058268	2,092425	2,5487215	7	2	0,00
C 8	Opolskie	-0,66364	-0,9123196	-0,01576	0,165567	-0,4747	-0,64469	-0,768015	8	3	0,49
C 9	Podkarpackie	-1,7545	-0,2732617	-1,46024	-0,77939	-0,99272	-0,80304	-0,006797	9	3	0,56
C 10	Podlaskie	0,116966	-1,0247832	-1,15071	-0,44266	-0,76239	0,01131	0,3738125	10	3	0,48
C 11	Pomorskie	0,687413	-0,133013	0,952954	0,091749	0,223515	-0,41848	0,6456761	11	4	0,40
C 12	Śląskie	1,878344	2,45100345	-0,03869	0,431267	0,690593	-0,78042	0,5369307	12	4	1,01
C 13	Świętokrzyskie	-1,39422	-0,8474876	-0,77813	-0,69992	-0,63085	-0,64469	-1,855469	13	3	0,69
C 14	Województwo Mazowieckie	0,046912	-0,7383318	-0,90423	-0,76398	-0,73457	-0,14704	-0,441778	14	3	0,33
C 15	Wielkopolskie	-0,31337	1,26881262	0,71794	0,282164	0,570618	2,52222	0,5913034	15	1	0,00
C 16	Województwo Łódzkie	0,997655	-0,6529917	1,612141	0,074286	-0,15759	-0,48635	-0,496151	16	4	0,56

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.



Ryc. 4. Struktura cech w skupieniach (wartości średnie standaryzowane)

Źródło: obliczenia z programu STATISTICA 10.



Ryc. 5. Klasyfikacja województw metodą k-średnich (4 klasy)

Źródło: opracowanie własne

W podziale na 4 klasy do klasy I należy województwo wielkopolskie. W skupieniu tym miernik poziomu urbanizacji jest relatywnie niski, biorąc pod uwagę jego poziom w innych skupieniach, wartość najniższą mają województwa w klasie III, najwyższą natomiast osiąga dla województw w klasie IV. Wartość PKB na mieszkańca jest wysoka, (ale wyższe wartości tej cechy są w klasie II), bardzo wysoka jest wartość cechy liczba pracujących na 1000 mieszkańców. Wysokie wartości przyjmuje miernik przedsiębiorczości, wyrażony liczbą podmiotów gospodarczych na 1000 mieszkańców - jednak znacznie wyższe wartości tej cechy odnajdujemy w klasie II. Nasycenie w majątek trwałe jest na wysokim poziomie. Najwyższa jest wydajność i towarowość rolnictwa regionu, charakteryzowana przez udział procentowy w wartości globalnej i towarowej produkcji rolniczej w 2010 r. w Polsce. Bardzo wysoka innowacyjność regionu, którą oddaje udział procentowy przedsiębiorstw wykorzystujących wybrane technologie teleinformatyczne w 2011 r, tj. aplikacje ERP lub CRM, wyższa jest tylko w regionie mazowieckim. Województwo wielkopolskie wyróżnia się na tle innych wysoką wartością produkcji globalnej i towarowej rolnictwa, poziomem rozwoju, wysoką aktywnością zawodową ludności,

---

przedsiębiorczością, poziomem zainwestowania i innowacyjności w dostępie do technologii teleinformatycznych.

Klasa II jest skupieniem jednoobiektywym, należy do niego tylko województwo mazowieckie. Pięć cech: PKB na mieszkańca, liczba pracujących, liczba podmiotów gospodarczych, nasycenie w majątek trwały, udział procentowy przedsiębiorstw wykorzystujących wybrane technologie teleinformatyczne przyjmują tu wartości maksymalne, zaś pozostałe cechy są również bliskie wartości maksymalnych. Średnie wartości analizowanych cech są bardzo wysokie w porównaniu do innych klas. Jest to województwo, które odstaje wysokim poziomem cech od innych województw.

Klasa III, do której należą województwa kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie, podkarpacie, świętokrzyskie, opolskie i małopolskie, ma w swojej strukturze wszystkie cechy o wartości minimalnej. Można powiedzieć, że niskie wartości cech zadecydowały o połączeniu wymienionych województw w jednym skupieniu.

Ostatnia klasa - IV - obejmuje cztery województwa Polski zachodniej - pomorskie, zachodniopomorskie, lubuskie, dolnośląskie oraz śląskie i łódzkie. W skupieniu tym, w porównaniu do innych klas, jedna cecha ma maksymalną wartość - poziom urbanizacji, natomiast najniższe wartości ma globalna i towarowa produkcja rolnicza. Pozostałe cechy są na wyższym poziomie, niż w klasie III.

Analizując poszczególne skupienia możemy stwierdzić, że w klasie II jest województwo mazowieckie o najwyższym potencjale rozwojowym, jednakże pod względem wydajności i towarowości rolnictwa dystansuje je województwo wielkopolskie. W klasie III są województwa z Polski wschodniej oraz małopolskie i kujawsko-pomorskie i według przyjętych cech jest to klasa o najniższym potencjale gospodarczym na tle pozostałych. Natomiast wyższy potencjał rozwojowy w świetle przyjętych cech mają województwa, które należą do klasy IV. Przeprowadzone badanie potwierdziło różnice w poziomie rozwoju pomiędzy zachodnią i wschodnią częścią kraju.

Tab. 7. Porównanie wyników klasyfikacji

Symbol klasy	Metoda Warda	Symbol klasy	Metoda k-średnich
I	wielkopolskie	I	wielkopolskie
II	mazowieckie	II	mazowieckie
III	lubuskie, kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie, łódzkie, lubelskie, świętokrzyskie, podkarpackie, małopolskie, opolskie	III	kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie, świętokrzyskie, podkarpackie, małopolskie, opolskie
IV	zachodniopomorskie, pomorskie, dolnośląskie, śląskie	IV	zachodniopomorskie, pomorskie, lubuskie, łódzkie, dolnośląskie, śląskie

Zródło: opracowanie własne

Dla przyjętych cech w składzie klas, uzyskanych w obu metodach zauważono tylko niewielką różnicę – w metodzie hierarchicznej województwa łódzkie i lubuskie należały do klasy III, gdzie przeważały województwa Polski wschodniej, natomiast w metodzie niehierarchicznej znalazły się w klasie IV z województwami Polski zachodniej. Porównując wyniki analizy możemy stwierdzić, że klasy III i IV najbardziej różnicują poziom urbanizacji, aktywności zawodowej, przedsiębiorczość, wielkość PKB na mieszkańca oraz udział w globalnej i towarowej produkcji rolniczej.

#### PODSUMOWANIE

W warunkach dynamicznych przemian, jakie zachodzą w Polsce, narastają trudności w zidentyfikowaniu prawidłowości ekonomicznych i przestrzennych. Gwałtowność przemian sprawia, że zawodzą też modele matematyczne, bowiem bazują one na pewnych uproszczonych założeniach i prawidłowościach. Jako miarę podobieństwa w obu metodach wybrano odległość euklidesową. Technika klasyfikacji w metodzie Warda był dendrogram, natomiast w metodzie k-średnich - zasada określająca, kiedy dwa skupienia są dostatecznie podobne, aby można było je połączyć. Jednym z podstawowych problemów, który pojawia się w metodzie k-

---

średnich, jest ustalenie liczby klas, na jaką należy podzielić badane obiekty. Zwykle, kierując się znajomością zagadnienia, próbuje się pogrupować obiekty tak, aby obiekty należące do danej klasy miały jak najwięcej wspólnych cech, a jednocześnie jak najmniej wspólnych cech z obiektami spoza tej klasy. Metoda niehierarchiczna może więc być stosowana, gdy jest zakładana z góry liczba skupień jakie chcemy wydzielić. Wyniki metody da się łatwo poddać interpretacji poprzez porównanie średnich wartości cech w skupieniach. Prowadzi to do stwierdzenia, na ile skupienia są od siebie różne, i które cechy decydują o tym, że są one różne. Z kolei metoda hierarchiczna Warda umożliwia wyodrębnienie podobieństw na różnym poziomie grupowania, pozwala na wizualizację struktury podobieństwa, „podpowiada” ilość klas do wyodrębnienia – realizując tym samym cel poznawczy klasyfikacji. Naturalnym jej uzupełnieniem jest metoda niehierarchiczna, która, przed rozpoczęciem procedury grupowania, wymaga zadania liczby klas. Przedstawione wyżej techniki podziału prowadzą do podobnego porządkowania zbioru województw, ale wykorzystują inne modele klasyfikacji. W związku z tym istnieje trudność w jednoznacznym stwierdzeniu trafności rozwiązania. Wydaje się, że z praktycznego punktu widzenia właściwym podejściem w tym względzie jest prowadzenie klasyfikacji kilkoma metodami i dokonanie wyboru tych, których wyniki powtarzają się lub są do siebie zbliżone. Zastosowane metody pozwoliły na wyodrębnienie klas województw podobnych do siebie ze względu na charakteryzujące je właściwości oraz ich uporządkowanie według rosnącej lub malejącej wartości cech.

#### LITERATURA:

- Bank Danych Lokalnych (2012), GUS, [www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p\\_name=indeks](http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks); data dostępu: 25.06.2013.
- Czyż T., Hauke J., 2010, Nierówności regionalne w Polsce, w: *Gospodarka przestrzenna społeczeństwa*, Ratajczak W., Stachowiak K., (red.) Tom 1, Wydawnictwo Naukowe Bogucki, Poznań.
- Gatnar E., 1995, *Klasyfikacja danych za pomocą pakietu statystycznego SPSS for Windows*, Wydawnictwo PIJ, Warszawa.
- Marek T., 1989, *Analiza skupień w badaniach empirycznych. Metoda SAHN*, PWN Warszawa.

- Nowak E., 2004, Metody klasyfikacji w badaniach geograficznych (analiza porównawcza), Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Kielce-Poznań.
- Nowak E., 2010, Metody analizy wielowymiarowej w porównywaniu struktur przestrzennych (w:) Gospodarka przestrzenna społeczeństwa (Ratajczak W., Stachowiak K., (red.), Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań.
- Rocznik Statystyczny Województw 2012, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Ward J. H., 1963, Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 58.

**Aneta Królik**

Urząd Statystyczny w Kielcach

## **SYTUACJA DEMOGRAFICZNA W WOJEWÓDZTWIE ŚWIĘTOKRZYSKIM NA TLE KRAJU W LATACH 2010-2012**

### **Streszczenie**

Obserwowane w ostatnich latach zmiany demograficzne sygnalizują trudną sytuację ludnościową województwa. Województwo świętokrzyskie (obok łódzkiego oraz opolskiego i lubelskiego) należy do regionów, w których liczba ludności maleje najszybciej. Szczególnie niekorzystne zmiany dotyczą tendencji zmian liczby urodzeń, co będzie miało negatywny wpływ na przyszłą dzietność, zwłaszcza wobec utrzymującego się ujemnego salda migracji. Niski poziom dzietności przy jednoczesnym zjawisku wydłużania się trwania życia będą powodować zmniejszanie się podaży siły roboczej na rynku pracy oraz wzrost liczby i odsetka ludzi w starszym wieku, jako efektu zaawansowanego, szybszego niż w kraju, procesu starzenia się społeczeństwa.

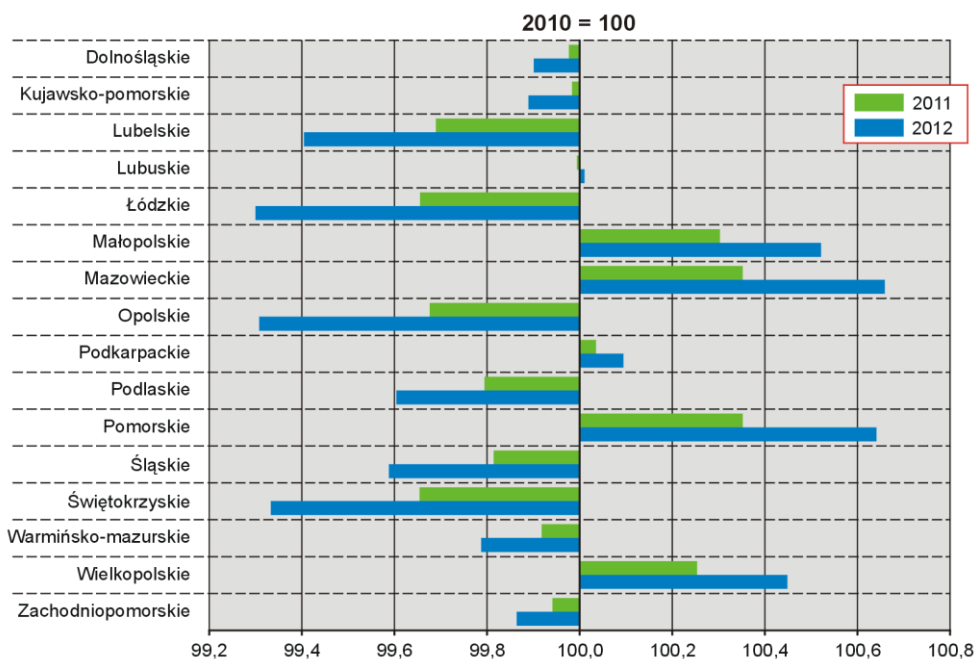
### **WPROWADZENIE**

Liczba ludności województwa świętokrzyskiego zmniejsza się corocznie. Rok 2012 przyniósł kolejne pogorszenie sytuacji demograficznej. W wyniku procesów ruchu naturalnego (urodzeń i zgonów) oraz migracji następowało stopniowe obniżanie przyrostu rzeczywistego ludności. O ile spowolnieniu uległo tempo ubytków migracyjnych, to wyraźnie nasiliło się natężenie strat naturalnych, na co wpłynęła przede wszystkim stale zmniejszająca się liczba urodzeń. W latach 2010-2012 zaobserwowano dalsze zmniejszanie się liczby oraz udziału dzieci i młodzieży wśród mieszkańców województwa, a także kontynuowanie tendencji wzrostu liczby osób starszych.



## STAN LUDNOŚCI I DYNAMIKA ZMIAN

Województwo świętokrzyskie na koniec 2012 r. zamieszkiwało 1273995 osób, tj. o 8551 osób mniej niż w 2010 r. (0,7%). Rok ten był kolejnym, w którym odnotowano spadek liczby ludności. Średnioroczne tempo ubytku liczby ludności należało do najwyższych w kraju i w latach 2011, 2012 wynosiło po 0,3% (ryc. 1). W kraju obserwowano dodatni przyrost rzeczywisty ludności; choć jego tempo było znacznie wolniejsze i kształtowało się na poziomie 0,01%, - co oznacza, że na każde 100 tys. mieszkańców Polski przybyła tylko 1 osoba, w 2011 r. – 2 osoby, a w 2010 r. – 8.



Ryc. 1. Odchylenia liczby ludności w latach 2011 i 2012 względem 2010 r. (w %) <sup>2)</sup>  
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych.

Świętokrzyskie jest jednym ze słabiej zaludnionych regionów w kraju. Na 1 km<sup>2</sup> powierzchni województwa w 2012 r. przypadało 109 osób wobec 123 w kraju. W porównaniu do sytuacji sprzed dwóch lat gęstość

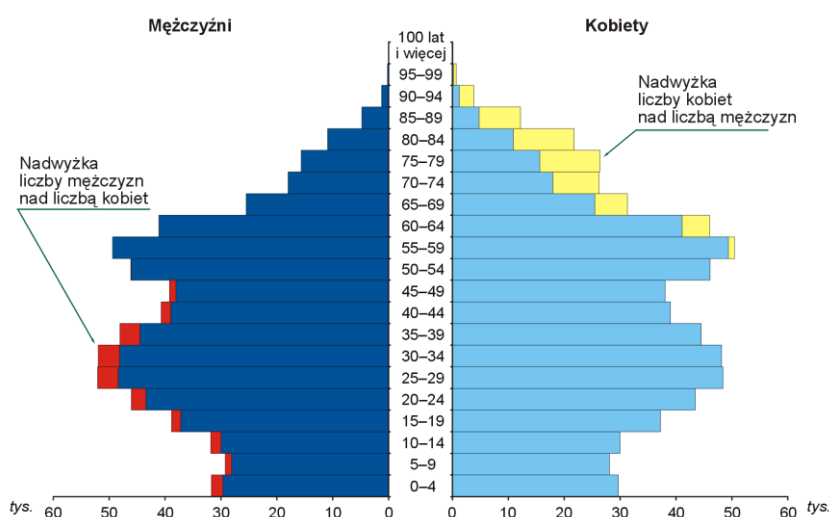
<sup>2)</sup> Poczynając od danych za 2010 rok bilanse liczby i struktury ludności faktycznej są opracowane przy przyjęciu za bazę wyjściową wyniki NSP'2011

zaludnienia zmniejszyła się w województwie o 1 osobę na każdy km<sup>2</sup> powierzchni.

### STRUKTURA LUDNOŚCI WEDŁUG PŁCI I WIEKU

Struktura ludności według płci nie uległa większym zmianom. Podobnie jak w latach poprzednich nieznaczną większość mieszkańców świętokrzyskiego stanowiły kobiety, których udział od trzech lat kształtował się na poziomie 51,2% (w kraju 51,6%).

Województwo świętokrzyskie należało do słabiej sfeminizowanych regionów. W 2012 r. na 100 mężczyzn przypadało 105 kobiet, podczas gdy w kraju wartość wskaźnika wyniosła 107. Współczynnik feminizacji zmieniał się wraz ze wzrostem wieku ludności. Mężczyźni przeważali liczebnie do 49 lat, a współczynnik dla tej grupy sięgał 94. Wśród ludności w wieku 50-54 lata nastąpiło liczebne zrównanie obu płci, natomiast w następnym przedziale 55-59 lat widoczna była przewaga kobiet - na 100 mężczyzn przypadało 102 kobiety, a w grupie 65 lat i więcej – 161. Wyodrębniając z tego osoby w wieku od 80 lat wzwyż, kobiet było ponad dwukrotnie więcej – 225 (z zauważalną tendencją spadkową - w 2010 r. - 229) - (ryc. 2).



Ryc. 2. Ludność wg płci i wieku w województwie świętokrzyskim w 2012 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tablic publikacyjnych GUS: „Ludność według płci, wieku, województw i powiatów”.

Narastające w ostatnich latach niekorzystne trendy demograficzne istotnie zmieniły strukturę ekonomicznych grup wieku ludności. Przede wszystkim nastąpiło zmniejszenie liczebności grupy w wieku przedprodukcyjnym, przy jednoczesnym wzroście liczby osób w wieku poprodukcyjnym. Tendencja ta widoczna była w całej Polsce, przy czym w świętokrzyskim ubytek najmłodszej grupy wiekowej był znacznie wyższy.

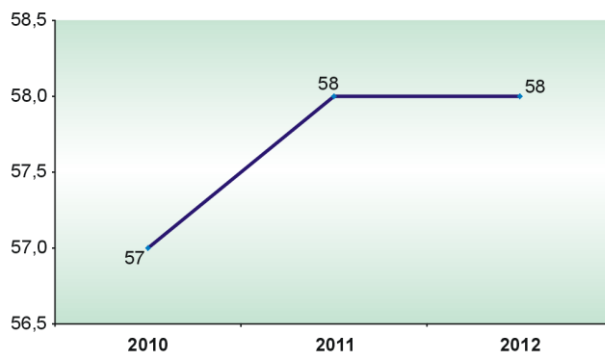
Na przestrzeni lat 2010-2012 spadek populacji dzieci i młodzieży w wieku 0-17 lat wyniósł 4,3% (w kraju o 2,4%) i zmienił radykalnie ich udział względny w ogólnej liczbie ludności z 18,3% w 2010 r. do 17,6% w 2012 r. Liczebność grupy w wieku produkcyjnym zmniejszyła się o 1,3% (w kraju o 0,9%), a jej udział – z 63,6% do 63,2%. Jednocześnie szybko rosła populacja osób w wieku poprodukcyjnym (mężczyźni w wieku 65 lat i więcej, kobiety w wieku 60 lat i więcej), której liczba wzrosła o 5,3% (w kraju o 6,3%), a odsetek z 18,1% do 19,2%.

Zmiany struktury pokoleniowej wpłynęły na relacje między poszczególnymi grupami wieku ekonomicznego ludności. Kierunek tych zmian obrazują współczynniki obciążenia demograficznego (wykres 3).

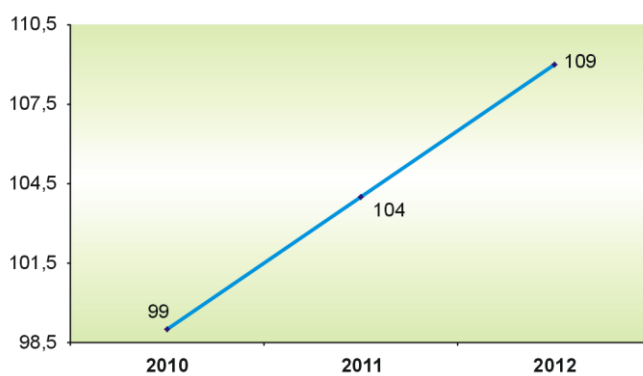
W okresie od 2010 do 2012 roku zwiększyły się wartości wszystkich wskaźników obciążenia demograficznego. Szczególnie duży wzrost dotyczył relacji ludności w wieku poprodukcyjnym do osób w wieku przedprodukcyjnym. W 2012 r. na każde 100 osób w wieku przedprodukcyjnym przypadało 109 w wieku emerytalnym, podczas gdy dwa lata wcześniej – 99 (w kraju odpowiednio 97 i 89). Eskalacja tego zjawiska będzie skutkowałą w przyszłości malejącą liczbą osób wchodzących na rynek pracy w stosunku do tych, którzy go opuszczają.

Zwiększenie liczebności grupy poprodukcyjnej wpłynęło na wzrost wskaźników prezentujących zarówno stosunek ludności w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym - z 57 w 2010 r. do 58 w 2012 r., jak i osób w wieku poprodukcyjnym przypadających na 100 w wieku produkcyjnym (odpowiednio z 29 do 30).

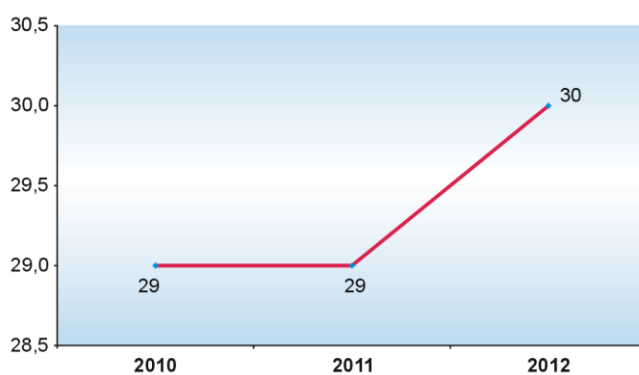
Ludność w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym



Ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku przedprodukcyjnym



Ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym



Ryc. 3. Wskaźniki obciążenia demograficznego w województwie świętokrzyskim w latach 2010-2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych.

Poziom zaawansowania procesu starzenia się społeczeństwa prześledzić można także dokonując podziału według wieku typu biologicznego. W ramach tego podziału wyodrębnia się najczęściej trzy grupy wieku: 0–14, 15–64 oraz 65 lat i więcej, które pozwalają określić, jaki odsetek ogółu ludności stanowią dzieci (umownie określane jako wnukowie), ludność dorosła (umownie określana rodzicami), a jaki ludzie starzy (umownie określane dziadkami). Na przestrzeni ostatnich lat relacja populacji w wieku 65 lat i więcej do dzieci i młodzieży (14 lat i mniej) wykazała znaczny spadek liczby dzieci i duży wzrost zbiorowości osób w starszym wieku, przy czym wielkość i tempo wzrostu zjawiska mocno zróżnicowane były przez płeć i kształtowały się szczególnie niekorzystnie dla kobiet (tab. 1).

Tab. 1. Relacja osób w wieku 65 lat i więcej do 100 osób w wieku 14 lat i mniej w województwie świętokrzyskim w latach 2010-2012

Lata	Ogółem	Mężczyźni	Kobiety
2010	102	76	130
2011	106	79	134
2012	110	82	140

Źródło: *Raport o sytuacji społeczno-gospodarczej województwa świętokrzyskiego 2012 r.*, Urząd Statystyczny w Kielcach.

## URODZENIA, PŁODNOŚĆ I DZIETNOŚĆ KOBIEC

Zmiany w liczbie i strukturze ludności według wieku determinowane są przez trzy czynniki: liczbę urodzeń, liczbę zgonów oraz liczebność i strukturę migrantów. W województwie świętokrzyskim zarówno przyrost naturalny jak i saldo migracji od lat przyjmowały wartości ujemne. W 2012 roku zarejestrowano 11510 urodzeń żywych, tj. o 935 mniej niż w 2010 r. Malejąca liczba urodzeń pogłębiła ujemny przyrost naturalny (stanowiący różnicę między liczbą urodzeń żywych i zgonów), który kształtował się na poziomie minus 2447 wobec minus 1561 przed dwoma laty. Wpłynęła również na spadek współczynnika urodzeń (liczba urodzeń żywych na 1000 ludności) z 9,7‰ w 2010 r. do 9,0‰ w 2012 r. (tab. 2).

Tab. 2. Ruch naturalny ludności i saldo migracji na 1000 ludności w województwie świętokrzyskim i Polsce w latach 2010-2012

Wyszczególnienie	2010	2011	2012
POLSKA			
Małżeństwa .....	5,9	5,4	5,3
Urodzenia żywe .....	10,7	10,1	10,0
Zgony .....	9,8	9,7	10,0
w tym niemowląt <sup>a</sup> .....	5,0	4,7	4,6
Przyrost naturalny <sup>b</sup> .....	0,9	0,3	0,0
Saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych			
na pobyt stały .....	-0,1	-0,1	-0,2
w tym zagranicznych .....	-0,1	-0,1	-0,2
ŚWIĘTOKRZYSKIE			
Małżeństwa .....	6,1	5,4	5,4
Urodzenia żywe .....	9,7	9,1	9,0
Zgony .....	10,9	10,7	10,9
w tym niemowląt <sup>a</sup> .....	6,3	6,0	3,6
Przyrost naturalny <sup>b</sup> .....	-1,2	-1,7	-1,9
Saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych			
na pobyt stały .....	-2,0	-1,8	-1,7
w tym zagranicznych .....	0,0	0,1	0,0

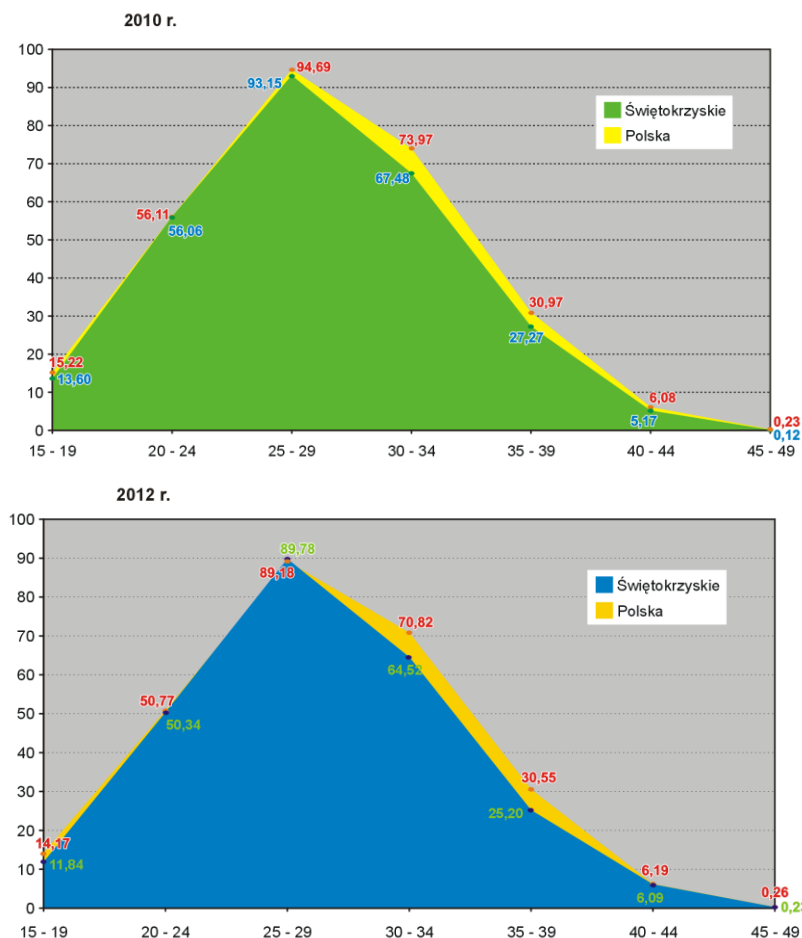
<sup>a</sup> Dzieci w wieku poniżej 1 roku. Na 1000 urodzeń żywych. <sup>b</sup> Różnica między liczbą urodzeń żywych a liczbą zgonów w danym okresie.

Źródło: Raport o sytuacji społeczno-gospodarczej województwa świętokrzyskiego 2012 r., Urząd Statystyczny w Kielcach.

Urodzenia uzależnione są od liczby potencjalnych matek, czyli kobiet w wieku rozrodczym oraz ich płodności określonej częstością urodzeń. Za okres prokreacyjny przyjmowany jest przedział wieku 15-49 lat. Współczynnik płodności w województwie świętokrzyskim zmniejszył się z 40,62‰ w 2010 r. do 38,35‰ w 2012 r. i kształtował na niższym poziomie niż średnio w Polsce (43,27‰ w 2010 r. i 41,01‰ w 2012 r.).

Zapoczątkowane w latach 90-tych ubiegłego wieku przemiany demograficzne spowodowały przede wszystkim przesunięcie najwyższej płodności kobiet z grupy wieku 20-24 lata do grupy 25-29 lat, a także znaczący wzrost płodności w grupie wieku 30-34 lata, który w głównej mierze jest realizacją „odłożonych” urodzeń.

Ogólny spadek płodności widoczny jest prawie w każdej grupie wiekowej. Wyjątek stanowią dwa najstarsze przedziały 40-44 i 45-49 lat, które odnotowały wzrost współczynnika płodności (ryc. 4).



Ryc. 4. Płodność – urodzenia żywe na 1000 kobiet wg grup wieku w województwie świętokrzyskim i Polsce w latach 2010 i 2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tablic publikacyjnych GUS: „Płodność kobiet i współczynniki reprodukcji ludności”.

---

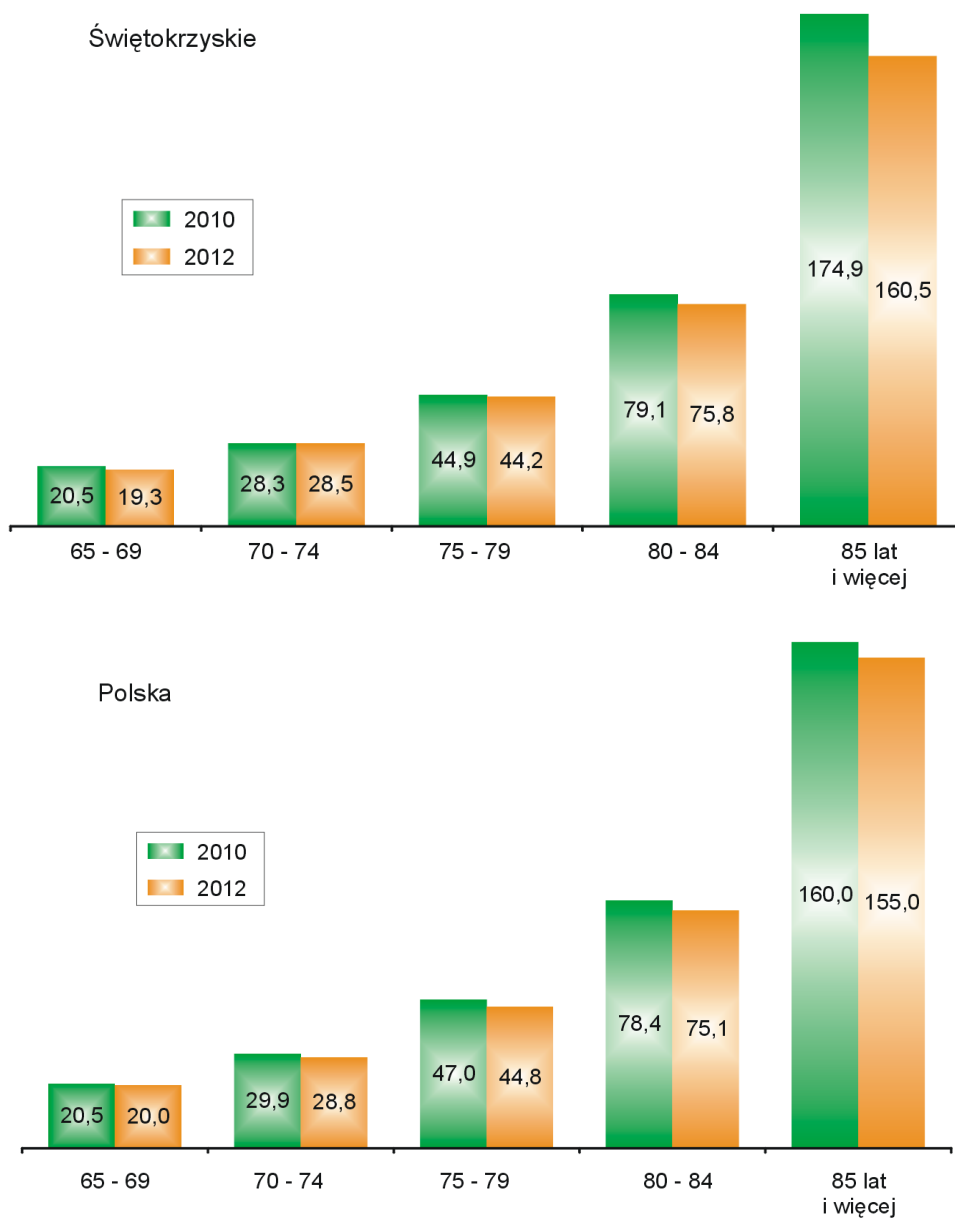
Niska liczba urodzeń nie gwarantuje już od ponad 20 lat prostej zastępowalności pokoleń. Nadal utrzymuje się okres depresji urodzeniowej. W 2012 r. współczynnik dzietności w województwie wyniósł 1,232, co oznaczało jego spadek (o 0,074 pkt) w stosunku do odnotowanego w 2010 r., ale także pogłębianie się dystansu do wielkości optymalnej (2,10-2,15), określanej jako korzystna dla stabilnego rozwoju demograficznego, tj. gdy w danym roku na jedną kobietę w wieku rozrodczym (15-49 lat) przypada średnio co najmniej dwoje dzieci. Wartość wskaźnika ogólnokrajowego utrzymała się na wyższym niż w woj. świętokrzyskim poziomie (1,299), choć tempo jego spadku było wyższe i wyniosło w porównaniu do 2010 r. 0,078.

## UMIERALNOŚĆ

Wpływ zgonów na odmładzanie czy też starzenie ludności sprowadza się do problemu, w jakich grupach wieku – dziecięcych i młodzieżowych czy też w starszych – pozostaje przy życiu więcej osób dzięki zmniejszeniu się poziomu współczynnika zgonów (liczba zgonów na 1000 ludności).

W 2012 r. w województwie zmarło 13957 osób, a współczynnik zgonów pozostał na wyższym niż średnio w kraju poziomie i wyniósł 10,9‰. Najniższą liczbę zgonów notowano wśród dzieci w przedziałach 5-9 lat i 10-14 lat – po 0,1‰. W następnych grupach (określonych co 4 lata) wartości systematycznie rosły, aż do najwyższej - 160,5‰ w grupie 85 lat i więcej. W porównaniu z rokiem 2010 zarówno w kraju, jak i województwie zauważalna była spadkowa tendencja współczynnika zgonów w grupach najstarszych, co świadczy o wydłużaniu się trwania życia (ryc. 5).





Ryc. 5. Zgony na 1000 ludności w wieku 65 lat i więcej w województwie świętokrzyskim i Polsce w latach 2010 i 2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tablic publikacyjnych GUS: „Zgony według wieku, płci zmarłych, województw i powiatów na 100 tys. ludności danej płci i grup wieku”.

## MIGRACJE LUDNOŚCI NA POBYT STAŁY

W przekroju trzech lat w województwie saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych ludności na pobyt stały pozostawało ujemne, chociaż przewaga emigracji malała – od minus 2545 w 2010 r. do minus 2128 w 2012 r., a współczynnik obrazujący straty migracyjne w przeliczeniu na 1000 ludności zmniejszył się z minus 2,0 do minus 1,7. Przeciwny trend obserwowano w kraju, w którym wskaźnik wykazał niewielki wzrost ubytków.

Utrzymywało się korzystne saldo migracji zagranicznych. Rosła liczba osób powracających z zagranicy i meldujących się na pobyt stały w regionie. W 2012 r. przekroczyła ona o 52 liczbę tych, którzy wyemigrowali (w 2010 r. – o 22). Wskaźnik w przeliczeniu na 1000 ludności osiągnął tu poziom 0‰, podczas gdy w Polsce nadal notowano straty emigracyjne (-0,2‰) (tab. 3).

Tab. 3. Migracje wewnętrzne i zagraniczne na pobyt stały w województwie świętokrzyskim w latach 2010 i 2012

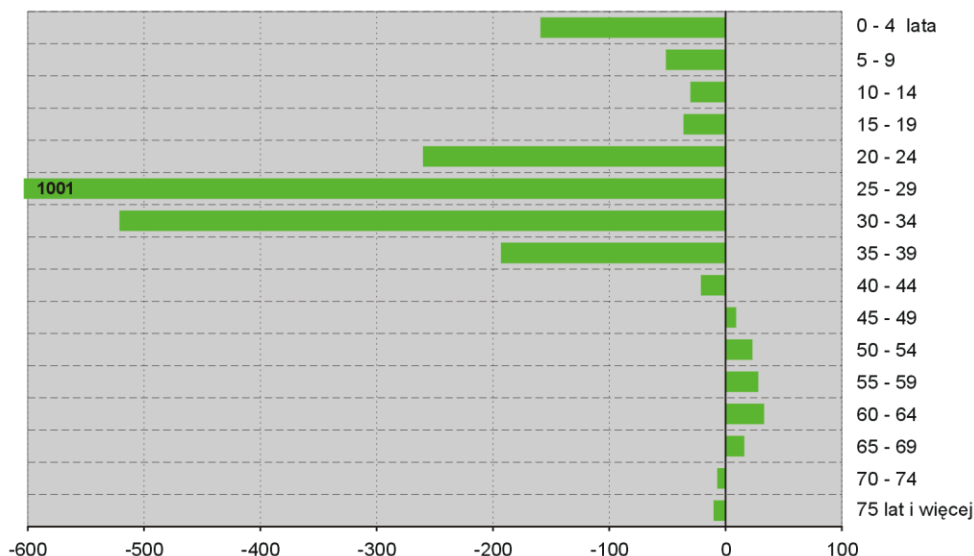
Wyszczególnienie	Zameldowania w ruchu wewnętrznym	Wymeldowania w ruchu wewnętrznym	Zameldowania z zagranicy	Wymeldowania za granicę	Saldo migracji wewnętrznych	Saldo migracji zagranicznych
2010						
<b>ogółem</b>	<b>11044</b>	<b>13611</b>	<b>329</b>	<b>307</b>	<b>-2567</b>	<b>22</b>
mężczyźni	5151	6184	221	134	-1033	87
kobiety	5893	7427	108	173	-1534	-65
2012						
<b>ogółem</b>	<b>9981</b>	<b>12161</b>	<b>354</b>	<b>302</b>	<b>-2180</b>	<b>52</b>
mężczyźni	4575	5493	190	149	-918	41
kobiety	5406	6668	164	153	-1262	11

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych.

Pomimo utrzymujących się ujemnych wskaźników w przypadku migracji w ruchu wewnętrznym, tempo ubytków uległo spowolnieniu. Saldo migracji zmniejszyło się z minus 2567 w 2010 r. do minus 2180 w 2012 r. Nadal jednak województwo pozostawało w grupie regionów o wysokim zagrożeniu migracyjnym. Tym istotniejszy jest to czynnik

ponieważ może powodować zarówno starzenie się, jak i odmładzanie społeczeństwa w zależności od tego, w jakim wieku jest migrująca ludność.

W 2012 r. wśród opuszczających województwo świętokrzyskie zarówno w ruchu wewnętrznym jak i zagranicznym częściej niż co druga osoba była w wieku 20-39 lat (ryc. 6).



Ryc. 6. Saldo migracji wewnętrznych na pobyt stały wg wieku migrantów w województwie świętokrzyskim w 2012 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tablic publikacyjnych GUS: „Migracje wewnętrzne na pobyt stały ludności według województw, wieku i płci migrantów”.

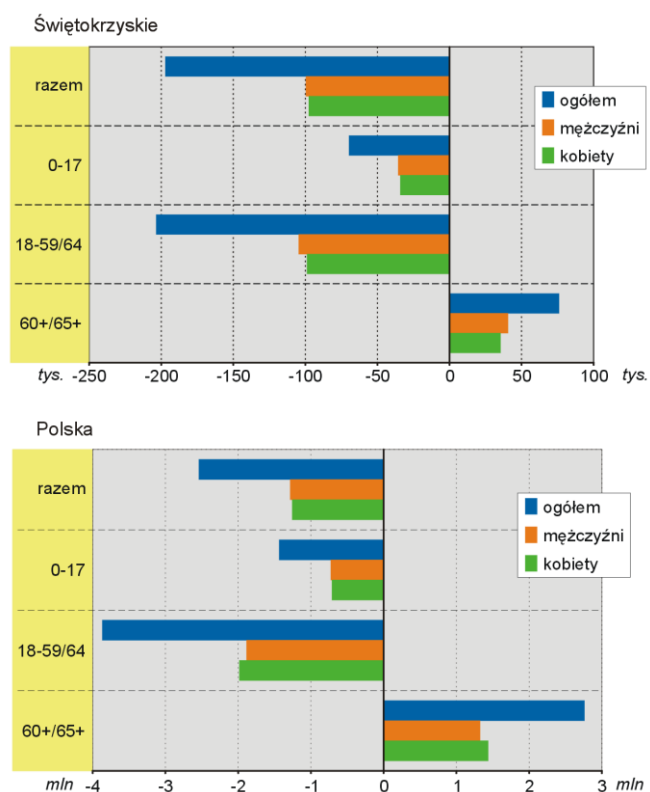
## PROGNOZA LUDNOŚCI

Wyniki długookresowej prognozy ludności wskazują na nasilenie niekorzystnych tendencji demograficznych. Horyzont prognozy do 2035 r. zakłada systematyczne zmniejszanie się liczby ludności całego kraju, przy czym tempo tego spadku w województwie świętokrzyskim będzie znacznie szybsze.

Przewidywana liczba ludności w województwie w ostatnim roku prognozy będzie prawie o 16% niższa niż w 2012 r., a w kraju o niespełna 7%.

Zmiany w intensywności urodzeń i zgonów spowodują pogłębienie ujemnego przyrostu naturalnego i w efekcie niekorzystne przesunięcia w strukturze wiekowej. O ponad 31% ulegnie zmniejszeniu liczba dzieci i młodzieży do 17 roku życia, co w konsekwencji spowoduje spadek udziału tej grupy wiekowej w ludności województwa ogółem z 17,6% w 2010 r. do 14,3% w 2035 r. Mniej będzie także osób w wieku produkcyjnym (18-59/64) - o ponad 25% (spadek udziału z 63,2% do 55,9%). Zmniejszenie udziałów dzieci i dorosłych oznacza wzrost odsetka ludzi starszych (60+/65+). W końcu horyzontu prognozy osiągnie on przyrost o 31,0%, zwiększając udział z 19,2% do 29,8% (ryc. 7).

Wyniki prognozy wskazują, że w perspektywie 23 lat – w 2035 r. częściej niż co trzecia kobieta i co trzeci mężczyzna będą po 60-ce.



Ryc. 7. Prognoza ludności na 2035 r. wg grup wieku w województwie świętokrzyskim i Polsce

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych.

## PODSUMOWANIE

Obserwowane w ostatnich latach zmiany demograficzne sygnalizują trudną sytuację ludnościową województwa. Świętokrzyskie (obok łódzkiego oraz opolskiego i lubelskiego) należy do regionów, w których liczba ludności maleje najszybciej. Szczególnie niekorzystne zmiany występują w trendzie urodzeń, co będzie miało negatywny wpływ na przyszłą dzietność, zwłaszcza wobec utrzymującego się ujemnego salda migracji. Niski poziom dzietności przy jednoczesnym zjawisku wydłużania się trwania życia będą powodować zmniejszanie się podaży siły roboczej na rynku pracy oraz wzrost liczby i odsetka ludzi w starszym wieku, jako efektu zaawansowanego, szybszego niż w kraju, procesu starzenia się społeczeństwa.



