

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

Indeks 381306
e-ISSN 2543-8476
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROK / VOLUME 66

2021 | 1

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

STYCZEŃ / JANUARY
ROK / VOLUME 66

2021 | 1 (716)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) – Uniwersytet Szczeciński, Prof. Anthony Arundel – Maastricht University, Prof. Eric Bartelsman, PhD – Vrije Universiteit Amsterdam, prof. dr hab. Czesław Domański – Uniwersytet Łódzki, prof. dr hab. Elżbieta Gołata – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Prof. Semen Matkovskiy, PhD – Ivan Franko National University of Lviv, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa – Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, prof. dr hab. Józef Oleński – Polskie Towarzystwo Statystyczne, prof. dr hab. Tomasz Panek – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Prof. Juan Manuel Rodríguez Poo, PhD – University of Cantabria, Assoc. Prof. Iveta Stankovičová, BEng, PhD – Comenius University in Bratislava, prof. dr hab. Marek Walesiak – Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, prof. dr hab. Józef Zegar – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

Prof. Tudorel Andrei, PhD – Bucharest Academy of Economic Studies, mgr Renata Bielak – Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpiał-Wolan – Uniwersytet Rzeszowski, dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jacek Kowalewski – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jan Kubacki – Urząd Statystyczny w Łodzi, dr Grażyna Marciniak, dr hab. Andrzej Młoda, prof. AK – Akademia Kaliska im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego, dr hab. Mateusz Pipień, prof. UEK – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Marek Rojček, BEng, PhD – University of Economics, Prague, Assoc. Prof. Anna Shostya, PhD – Pace University in New York, dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US – Uniwersytet Szczeciński, dr Wioletta Wrzaszcz – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, dr inż. Agnieszka Zgierska – Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpiał-Wolan

zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młoda

redaktorzy tematyczni / thematic editors: Jan Kubacki, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Agnieszka Zgierska

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa
tel./phone +48 22 608 32 25, e-mail: redakcja.ws@stat.gov.pl

Redakcja językowa: Wydział Czasopism Naukowych, Główny Urząd Statystyczny
Language editing: Scientific Journals Division, Statistics Poland

Redakcja techniczna, skład i łamanie, wykresy, korekta: Zakład Wydawnictw Statystycznych – zespół pod kierunkiem Wojciecha Szuchty

Technical editing, typesetting, figures, proof-reading: Statistical Publishing Establishment – team supervised by Wojciech Szuchta



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Druk i oprawa / Printed and bound:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, zws.stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na ws.stat.gov.pl
The original version of the journal is the electronic issue, available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny

Indeks 381306

Informacje w sprawie sprzedaży czasopisma / Information on purchasing of the journal:

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is available at RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Subscriptions can be ordered at
www.prenumerata.ruch.com.pl

LISTA RECENZENTÓW OCENIAJĄCYCH ARTYKUŁY W 2020 ROKU

LIST OF REVIEWERS WHO REFEREED MANUSCRIPTS IN 2020

Składamy serdeczne podziękowania Recenzentom, którzy służyli nam wiedzą i doświadczeniem i poświęcili czas na wykonanie recenzji artykułów zgłoszonych do naszego czasopisma. W 2020 r. w tym gronie znaleźli się:

We would like to thank the following Reviewers, who in 2020 shared their expertise and knowledge with us and devoted their valuable time to assess the articles submitted for publication in our journal:

Maciej Beręsewicz	Iwona Markowicz	Elżbieta Sojka
Piotr Białowski	Małgorzata Markowska	Bogdan Stefanowicz
Beata Bieszk-Stolorz	Adrianna Mastalerz-Kodzis	Paweł Strzelecki
Marta Borda	Marek Matejun	Izabela Szamrej-Baran
Michał Brzeziński	Grzegorz Mentel	Jan Jacek Sztandyrer
Paweł Churski	Wawrzyniec Michalczyk	Piotr Szukalski
Elżbieta Czarny	Piotr Michoń	Wacław Szymanowski
Andrzej Czyżewski	Giovanni Millo	Dominik Śliwicki
Dimitar Damyanov	Hanna Mizgajka	Grzegorz Ślusarz
Tomasz Gajderowicz	Pietro Moncada-Paternò-Castello	Katarzyna Świerszcz
Eugeniusz Gatnar	Stanisław Mordwa	Helena Tendera-Właszczuk
Michał Goliński	Adam Noga	Tomasz Tokarski
Karolina Goraus-Tańska	Artur Nowak-Far	Paweł Wajda
Stefan Grzesiak	Dong-Yop Oh	Marek Walesiak
Jan Hauke	Józef Oleński	Rafał Weron
Tomasz Herudziński	Tomasz Panek	Grażyna Węgrzyn
Ireneusz Jaźwiński	Joanna Pawłowska-Tyszkó	Justyna Wilk
Alina Jędrzejczak	Dorota Pekasiewicz	Jerzy Wilkin
Marcela Káčerová	Dorota Perło	Zenon Wiśniewski
Grzegorz Kończak	Krzysztof Piech	Katarzyna Włodarczyk
Jolanta Kowal	Michał Pietrzak	Piotr Wójcik
Leszek Kucharski	Józef Pocięcha	Katarzyna Wójtowicz
Tadeusz Kufel	Tomasz Potocki	Józef Zegar
Marek Leszczyński	Marek Radvanský	Paskal Zhelev
Bożena Łazowska	Wojciech Rybicki	Ewa Ziemia
Teresa Łuczka	Marcin Salamaga	Anna Zięba
Janusz Majewski	Piotr Skubida	Patrycja Zwiech
Grażyna Marciniak	Teresa Słaby	

SPIS TREŚCI

CONTENTS

Od redakcji	6
From the editorial team	
 Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Alina Jędrzejczak, Jan Kubacki	
Impact of expenditure on social assistance on household income at the regional level in Poland	9
Wpływ wydatków na pomoc społeczną na dochód gospodarstw domowych w Polsce według województw	
Andrzej Sokołowski, Małgorzata Markowska	
Dostosowanie przedsiębiorstw do wymogów czwartej rewolucji przemysłowej – ujęcie regionalne	32
Adjustment of enterprises to the requirements of the fourth industrial revolution – regional approach	
 Z dziejów statystyki	
From the history of statistics	
Bohdan Wyżnikiewicz	
Wysoka cena prawdy w statystyce	49
High price of the truth in statistics	
 Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Grudzień 2020	57
Publications of Statistics Poland. December 2020	
 Dla autorów	60
For the authors	
 Zakres tematyczny działów	70
Thematic scope of sections	

OD REDAKCJI

W styczniowym wydaniu „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” proponujemy Państwu lekturę artykułów dotyczących zastosowań statystyki w praktyce i historii statystyki.

Artykuł *Impact of expenditure on social assistance on household income at the regional level in Poland* dr hab. Aliny Jędrzejczak, prof. UŁ, i dr. Jana Kubackiego ma na celu określenie, w jaki sposób wydatki rządowe na pomoc społeczną wpływają na miesięczny dochód rozporządzalny *per capita*. Autorzy używają do tego modeli liniowych, które zawierają relacje wykorzystujące funkcje sklejane, oraz wektorowych modeli autoregresyjnych (VAR). W modelach liniowych dla województw występuje zmienna dychotomiczna o wartościach zależnych od funkcjonowania programów socjalnych wprowadzonych przez polski rząd w 2016 r. Dane wykorzystane do obliczeń pochodzą z baz GUS: Banku Danych Lokalnych (w szczególności dane z badania budżetów gospodarstw domowych za lata 2000–2018) oraz Banku Danych Makroekonomicznych. Wartości zmiennej określającej wydatki na pomoc społeczną *per capita* na poziomie kraju zaczerpnięto z corocznych sprawozdań z wykonania budżetu państwa. Wyniki badania wskazują, że wydatki na pomoc społeczną mają znaczący wpływ na wartości dochodu rozporządzalnego, w tym wpływ w sensie Grangera.

Prof. dr hab. Andrzej Sokołowski i dr hab. Małgorzata Markowska, prof. UEW, w artykule *Dostosowanie przedsiębiorstw do wymogów czwartej rewolucji przemysłowej – ujęcie regionalne* proponują agregatowy wskaźnik poziomu rozwoju polskich regionów na poziomie NUTS 2 w zakresie wdrażania i efektów rozwiązań charakteryzujących czwartą rewolucję przemysłową (Przemysł 4.0). Przedstawiają też ranking regionów pod względem dostosowania przedsiębiorstw do wymogów Przemysłu 4.0. Podstawą obliczeń są wyniki badania eksperymentalnego przeprowadzonego przez GUS w 2019 r. Autorzy stosują dwie metody wyznaczania wskaźnika agregatowego: klasyczną oraz iteracyjną, która uwzględnia ocenę odporności wskaźnika na ewentualne obserwacje odstające. Najwyższą pozycję w rankingu – jako region najbardziej zaawansowany w dostosowywaniu przedsiębiorstw do wymogów Przemysłu 4.0 – zajęło woj. opolskie.

Dr Bohdan Wyżnikiewicz w artykule *Wysoka cena prawdy w statystyce* opisuje przypadki szykan stosowanych przez władze państwowe niektórych krajów wobec statystyków za ich profesjonalną pracę, która pozwalała ukazać prawdę o rzeczywistości gospodarczej i społecznej. Sięga zarówno do historii XX w. – podaje przykład represji, które dotknęły statystyków radzieckich po opublikowaniu niezadowolających Stalina wyników spisu ludności w ZSRR z 1937 r. – jak i do zdarzeń współczesnych. Przywołuje m.in. proces wobec osoby zajmującej się szacowaniem inflacji w urzędzie statystycznym Argentyny, która nie uległa naciskom prezydenta, aby obniżyć stopę inflacji, oraz skazanie prezesa greckiego urzędu statystycznego za przekazanie do Eurostatu prawdziwych danych makroekonomicznych wskazujących na przyczyny kryzysu w tym kraju. Autor zwraca uwagę na to, że praca statystyka jest służbą publiczną, w której wielkie znaczenie ma postawa etyczna.

Wydanie kończy się omówieniem nowości wydawniczych GUS przygotowanym przez Justynę Gustyn. Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The January issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* features articles relating to practical applications of statistics and the history of statistics.

The article entitled *Impact of expenditure on social assistance on household income at the regional level in Poland* by Alina Jędrzejczak, PhD, DSc, Assoc. Prof., University of Lodz, and Jan Kubacki, PhD, aims to determine to what extent the government expenditure on social assistance affects the monthly disposable income per capita. The authors apply linear models, which incorporate relations for spline functions and vector autoregressive (VAR) models. The linear models formulated for voivodships contain a dichotomous variable whose values depend on the functioning of social programmes introduced by the Polish government in 2016. The data used in the calculations come from the Statistics Poland databases: the Local Data Bank (particularly data relating to the Household Budget Survey covering the years 2000–2018) and the Macroeconomic Data Bank. The values of the variable representing the expenditure on social assistance per capita at the national level have been acquired from annual reports on the implementation of the state budget. The results of the study indicate that social assistance expenditure has a significant impact on the disposable income, including the impact in the Granger sense.

In the article entitled *Adjustment of enterprises to the requirements of the fourth industrial revolution – regional approach*, Andrzej Sokołowski, PhD, DSc, ProfTit, and Małgorzata Markowska, PhD, DSc, Assoc. Prof., Wrocław University of Economics and Business, propose a composite indicator of the level of development of Polish NUTS 2 regions as regards the implementation and effects of solutions necessitated by the fourth industrial revolution (Industry 4.0). The calculations are based on the results of an experimental study conducted by Statistics Poland in 2019. The authors apply two methods of determining the composite indicator: classical and iterative, the latter taking into consideration the assessment of the indicator's resistance to any potential outliers. Opolskie Voivodship earned the highest position in the rating as the most advanced region in adjusting to the Industry 4.0 requirements.

Bohdan Wyżnikiewicz, PhD, in the article *High price of the truth in statistics* describes cases of state authorities' repressions towards statisticians from different countries for their professional work which revealed the truth about the economic and social reality. The author writes about instances of this kind which occurred in the 20th century, providing an example of the tragic consequences Russian statisticians faced after having published the outcome of the 1937 USSR census, which Stalin was dissatisfied with. The author then proceeds to describing more recent cases, such as the one of an Argentinian statistician whose work involved estimating inflation and who failed to comply with the president's pressuring to lower the inflation rates. The circumstances of sentencing the head of the Greek statistical office to prison for conveying to Eurostat real macroeconomic data indicating the reasons behind the country's economic crisis is also presented. Dr Wyżnikiewicz emphasises the fact that a statistician's work is public service, where ethical conduct is of great importance.

The issue concludes with Justyna Gustyn's discussion on selected new publications of Statistics Poland. We wish you pleasant reading.

Impact of expenditure on social assistance on household income at the regional level in Poland

Alina Jędrzejczak^a, Jan Kubacki^b

Abstract. The main aim of the paper is a statistical analysis of changes in household income distribution at the regional level in Poland taking into account the impact of government spending on social assistance. Various linear models (incorporating relations for spline functions) and the vector autoregression models (VAR) were used in the research. The linear models formulated for voivodships (NUTS 2) contained a dichotomous variable with values dependent on the existence of social programmes introduced by the Polish government in 2016. An independent variable representing expenditure per capita on social assistance specified for the national level was also used. The results for these models were compared with the findings of both microsimulation studies obtained on the basis of the Household Budget Surveys (HBS) and the total assessment of the social programmes, and they indicate a significant influence of social assistance expenditure on the amounts of available income. The calculations were conducted using data from the Statistics Poland databases: Local Data Bank (and in particular, data from the Polish HBS for the years 2000–2018) and from the Macroeconomic Data Bank, and from the annual reports on the implementation of the state budget. They were performed by means of the R-project environment and R-commander overlay, using the `lm` function as well as the `vars` module for the R-project environment. The study also involved using the Gretl package.

Keywords: available income, econometric models, Vector Autoregression Model, R-project, Gretl, expenditures on social assistance, household income

JEL: C01, C21, C22, D31, E64, H53, H55

Wpływ wydatków na pomoc społeczną na dochód gospodarstw domowych według województw

Streszczenie. Głównym celem artykułu jest analiza statystyczna zmian rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce na poziomie regionalnym z uwzględnieniem wpływu wydatków rządowych na pomoc społeczną. W badaniu wykorzystano modele liniowe, które zawierają relacje wykorzystujące funkcje sklepane, oraz wektorowe modele autoregresyjne (VAR). Modele liniowe dla województw zawierały zmienną dychotomiczną o wartościach zależnych od funkcjonowania programów socjalnych wprowadzonych przez polski rząd w 2016 r. Wykorzystano również zmienną niezależną określającą wydatki na pomoc społeczną *per capita* na poziomie kraju. Wyniki dla tych modeli zostały porównane z podobnymi miarami wyznaczonymi w badaniach mikrosymulacyjnych na podstawie badania budżetów gospodarstw domowych oraz z łączną oceną programów społecznych. Wskazują one, że wydatki na pomoc społeczną mają znaczący wpływ na wartości dochodu rozporządzalnego. Do obliczeń wykorzystano dane z baz GUS: Banku Danych Lokalnych (w szczególności dane z badania budżetów gospodarstw

^a University of Lodz, Faculty of Economics and Sociology, Institute of Statistics and Demography / Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Statystyki i Demografii.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5478-9284>.

^b Statistical Office in Łódź, Centre for Mathematical Statistics / Urząd Statystyczny w Łodzi, Ośrodek Matematyki Statystycznej. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8281-0514>.

domowych za lata 2000–2018) oraz Banku Danych Makroekonomicznych, a także dane z corocznych sprawozdań z wykonania budżetu państwa. Użyto środowiska R-project oraz nakładki R-commander z zastosowaniem funkcji lm, jak również modułu vars dla środowiska R-project. Posłużono się także programem Gretl.

Słowa kluczowe: dochód rozporządzalny, modele ekonometryczne, wektorowy model autoregresyjny, R-project, Gretl, wydatki na pomoc społeczną, dochody gospodarstwa domowego

1. Introduction

According to the Eurostat database,¹ child poverty (children at risk of poverty and social exclusion) afflicted 23.3% of the child population in Poland in 2016, while the following year, the rate of this phenomenon significantly decreased, to 16.8%, which placed Poland close to Germany (18%). The reason for this change is twofold, i.e. the reduced unemployment rate connected to notable economic growth during the last few years as well as pro-family policies of the government. The statistical analysis of changes in income inequality and poverty before and after launching the Family 500+² child benefit programme was recently discussed by Jędrzejczak and Pekasiewicz (2019). According to this paper, the programme seems to be having a noticeable impact on income distribution among Polish households, which results in the reduction of poverty and inequality, especially for lower income groups and families with many children. This shows that reducing poverty depends not only on the level of production or the unemployment rate, but also on the level of social expenditure, such as unemployment benefits and social assistance. Such relationships can be described using VAR (vector autoregression) models. The first applications of these models date back to the 1980s and can be found in the paper by Blanchard and Quah (1989), which interprets the fluctuations in GNP and the unemployment rate as due to two types of disturbances: those that have a permanent effect on the output and those that have not any such effect, which was demonstrated using the VAR model. A more extended approach was presented in Desaling Gernay (2016), where the Granger causality test confirms the relationships between the unemployment rate, the GDP percentage change compared to the previous period, and industrial production in the years 1983–2010, based on the unemployment rate quarterly data obtained from the OECD. Relationships between GDP growth and the unemployment rate were also presented in Ekanem (2005), where VAR models with a more complex structure appear. In this work, the crucial role is played by the following indicators M1: the ratio of gross private domestic investment to GDP, the consumer confidence index on GDP, overall job growth, the growth of jobs in manufacturing and services, as well as on unemployment. Such relationships can also be useful in tracking technology limitations for particular national economies using VAR models. Kalinowska (2016) shows the role of the unemployment benefit system in stabilising the economy in Poland in 2008–2013. This indicates that social expenditure can

¹ People at risk of poverty or social exclusion by age and sex (dataset ilc_peps01), http://ec.europa.eu/eurostat/product?code=ilc_peps01&language=en&mode=view.

² See: <https://www.gov.pl/web/rodzina/rodzina-500-plus>.

play a role similar to the one presented in our paper. The work of Jappelli and Pistaferri (2010) explains in more detail the role of anticipated income changes, including positive and negative shocks, using an exhaustive literature review. The authors emphasise the importance of consumer expectations in shaping expenses and – indirectly – income, which is also demonstrated in our paper. Based on the estimated measures, presented in Jędrzejczak and Pekasiewicz (2019), it can be concluded that in 2016, significant changes were observed in both the average income and the scale of poverty among families with a different number of children (for various family types, the results of two-sample *t*-tests for means and proportions showed $p < 0.0001$). Particularly notable differences appeared in the sub-group of families with four or more children, where the proportion of households afflicted by poverty decreased from 38.9% to 16.7%. In total, the poverty rate decreased by 1.2 percentage points, which means that over 160,000 households ceased to be poor.

It would also be interesting to formulate a sufficient statistical model which can be used to better understand the changes in income distribution in Poland during the last few years and to assess the impact of different macroeconomic variables, including social assistance indicators, on the household income per capita.

Although a linear function is very convenient, it is extremely unlikely that the empirical personal or household incomes are linear and additive functions of various covariates. Therefore, due to the insufficient level of consistency of simple linear models employed to describe socio-economic phenomena, it may sometimes be justified to use a non-linear approach. The selection of a non-linear model was restricted to the different form of spline-type functions, including natural splines and B-splines (the overall number of the considered function forms was greater than 70), and the main selection criteria were values of the coefficient of determination (R^2), *F*-statistics for linear regression, and both Akaike and Bayesian Information Criteria. Such an approach helps not to miss a part of valuable non-linear information hidden in income data. However, this involves the need for a more careful selection of explanatory variables due to the sensitivity of non-linear models to changes in their parameters. Substantial changes in social policy in Poland, launched after 2015, indicate the possibility of taking into account qualitative changes, e.g. regarding income distribution models. However, one should bear in mind the ambiguous impact of social programmes on the amount of income. It also seems reasonable to ask about the impact of the decrease in the unemployment rate on GDP growth and thus on the economic situation of households. A quantitative assessment of the impact of both the social assistance expenditure and wage increases on household disposable income can therefore be a useful tool for measuring the effects of introducing qualitative changes in such expenditure in the state budget.

The analysis below is intended to perform a statistical analysis of changes in household income distribution at the regional level in Poland taking into account the impact of government spending on social assistance. Various linear models (incorporating relations for spline functions) and the vector autoregression models (VAR) were used to this effect.

2. Methodology

The results presented in the paper were obtained mainly on the basis of the Polish Household Budget Survey (HBS) data from the Polish Local Data Bank (LDB)³ (and in particular, data from the Polish HBS for the years 2000–2018) and the Macroeconomic Data Bank (MDB).⁴ Additionally, the study uses data from the State Budget Reporting for the years 2000–2018.⁵

The simplest spline or spline function S is a special function defined piecewise by polynomials, with each polynomial being a function of one variable. The S function takes values from the range $[a, b]$ and maps them to the set of real numbers, which can be expressed by the relationship

$$S : [a, b] \rightarrow \mathbb{R}.$$

Since S is defined as a piecewise function, it is possible, by selecting k , to indicate the division into ordered disjoint subintervals called ‘pieces’, of the range $[a, b]$:

$$[t_i, t_{i+1}] \text{ for } i = 0, \dots, k-1,$$

$$[a, b] = [t_0, t_1] \cup [t_1, t_2] \cup \dots \cup [t_{k-2}, t_{k-1}] \cup [t_{k-1}, t_k],$$

$$a = t_0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_{k-1} \leq t_k = b.$$

Each of these subintervals is associated with a P_i polynomial

$$P_i : [t_i, t_{i+1}] \rightarrow \mathbb{R}.$$

For the i -th interval $[a, b]$, the spline function S is defined by means of the polynomials P_i in the following way:

$$S(t) = P_0(t), \quad t_0 \leq t < t_1,$$

³ See Local Data Bank, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start> (use Category K3 – Population, Group G10 – Private households, Subgroup P1869 – Average monthly available income per capita).

⁴ See Macroeconomic Data Bank, <https://bdm.stat.gov.pl/> (e.g. the following annual categories: Living conditions of population, and Labour market).

⁵ See the website archive of the Polish Ministry of Finance – Finanse publiczne, Budżet państwa, Wykonanie budżetu państwa – <https://mf-arch2.mf.gov.pl/web/bip/ministerstwo-finansow/dzialalnosc/finanse-publiczne/budzet-panstwa/wykonanie-budzetu-panstwa/sprawozdanie-z-wykonania-budzetu-panstwa-roczne> and <https://www.gov.pl/web/finanse/wykonanie-budzetu-panstwa>.

$$\begin{aligned}
S(t) &= P_1(t), & t_1 \leq t < t_2, \\
&\vdots \\
S(t) &= P_{k-1}(t), & t_{k-1} \leq t < t_k.
\end{aligned}$$

The given $k - 1$ points t_j ($0 \leq j \leq k$) are called knots.

Vector $\mathbf{t} = (t_0, \dots, t_k)$ is called a knot vector for the spline. If each of the polynomial pieces P_i has degree at most n , then the spline is said to be of degree $\leq n$ (or of order $n + 1$).

A common spline is constructed of piecewise third-order polynomials with continuity (i.e. functions of C^2 class) which pass through a set of control points. The second derivatives of the spline polynomials are the set equal to 0 at the endpoints of the interval of interpolation $[a, b]$, which gives the so-called natural spline. Thus, let the i -th piece of the spline be represented by

$$P_i(x) = a_i + b_i(x - x_i) + c_i(x - x_i)^2 + d_i(x - x_i)^3.$$

Given the set of $k + 1$ coordinates $(x_0, y_0), (x_1, y_1), \dots, (x_k, y_k)$ we wish to derive k splines $P_i(x)$, which satisfy the following equations for $1 \leq i \leq k - 1$:

$$P_0(x_0) = y_0,$$

$$P'_{i-1}(x_i) = P'_i(x_i),$$

$$P''_{i-1}(x_i) = P''_i(x_i),$$

$$P''_0(x_0) = P''_{k-1}(x_k) = 0.$$

Solving the equations for a_i, b_i, c_i and d_i gives the natural cubic splines.

When using the spline functions in a linear model, one can treat the values of the function specifying the natural knots as a matrix, resulting from an appropriate transformation, with the number of columns equal to the degrees of freedom (depending on the nodes) and with the number of rows equal to the number of observations. The model can be treated as the case of an additive model. More details on the possibilities of applying such a transformation can be found in the documentation for the splines package for the R-project.

The vector autoregression model (VAR) is a model of the stochastic process used to explain linear correlations for multidimensional time series. The VAR model is a generalisation of a one-dimensional autoregressive model (AR), thus allowing the

analysis of more than one variable. The VAR model involves all the variables in the same way: each variable has a corresponding equation explaining its evolution based on the relationship of its lagged values, the lagged values of the other model variables, and a random component.

The structure of the VAR model makes it possible to describe the stability of interactions over time for time series $\mathbf{y}_t$ with n components through a multidimensional autoregressive model, which can be presented as follows:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\epsilon}_t.$$

The number of lags p is defined as the order of the VAR model. The $\mathbf{x}_t$ vector (if included in the model) contains various exogenous variables, which comprise the free term and the occurrence of a time-dependent trend and seasonal components. Vector $\boldsymbol{\epsilon}_t$ is usually assumed to be in the form of the vector white noise with a covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma}$.

The aforementioned equation can be written in the following concise form:

$$\mathbf{A}(L) \mathbf{y}_t = \mathbf{B} \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\epsilon}_t,$$

where $\mathbf{A}(L)$ is a matrix polynomial in the lag, or in the matrix form

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_{t-1} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{t-p+1} \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{y}_{t-2} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{B} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \mathbf{x}_t + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_t \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix},$$

where $\mathbf{A}$ from the above equation is called a companion matrix to the matrix polynomial and takes the following form:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{A}_2 & \cdots & \mathbf{A}_p \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \end{bmatrix}.$$

The R-project system (R Core Team, 2018) was used in the calculations. More specifically, it was the `lm` function from the standard stats package, `ns` and `bs` functions from the splines package, `VAR` function (for obtaining the model estimates), `normality.test` (for the assessment of normality of residuals see Jarque & Bera, 1987) and `causality` (for Granger causality assessment see Kusiński, 2000; Lütkepohl, 2005) from the vars package (Pfaff, 2008a, 2008b). Some calculations (including the

calculations for non-linear models) were performed using the R-commander extension (see Fox, 2017; Fox & Bouchet-Valat, 2018). Calculations for VAR models were also – independently – performed using the Gretl package (see Baiocchi & Distaso, 2003). This package was also used to determine the test values for autocorrelation (Ljung & Box, 1978) and the homoscedasticity of the residues of VAR-type models.

3. Results and discussion

In the analysis, several characteristics of personal income, in particular the characteristics of the available income per capita and other household income, were estimated as ratio estimators taking into consideration survey weights. A summary of the results obtained under the first of these models is presented in Table 1.

Table 1 shows that the model which utilises GDP per capita is statistically significant, as are its parameters. Also the determination coefficient, which equals 0.8044, is high. However, one could prepare a model with better statistical properties that would account for the variability of household income by voivodship. Such a model is also described in Table 1 and it utilises the average gross monthly wage as an explanatory variable. Due to the higher R^2 value (0.9487), and a higher p -value corresponding to the F -statistic, one can conclude that the use of the variable describing the average wage will be more appropriate in this case.

Table 1. Diagnostics of the regression model describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 with GDP per capita and the average gross monthly wage

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
GDP per capita				
Intercept	295.2472	25.6513	11.51	< 2e-16***
Gross domestic product per capita in current prices	0.0237	0.0007	33.32	< 2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.8044$, corrected $R^2 = 0.8037$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 1100$, p -value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3483.335, Bayesian = 3494.152			
The average gross monthly wage				
Intercept	-133.5667	18.0115	-7.42	0.000002***
Average monthly gross wages and salaries	0.3897	0.0055	70.64	< 2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.9487$, corrected $R^2 = 0.9485$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 4989$, p -value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3119.507, Bayesian = 3130.325			

Note. Significance levels: *** – [0, 0.001], ** – (0.001, 0.01], * – (0.1, 0.5].

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

As the aim of the publication was to show the impact of various socio-economic conditions that have occurred within the last two years (including social programmes, especially the Family 500+ programme) on household income per capita, the models also include a dichotomous variable with the values 0 for 2002–2015 and 1 for 2016–2018. The linear regression model incorporating this dummy variable, despite the average gross monthly wage, is described in Table 2 and presented in Figure 1.

Table 2. Diagnostics of the regression model describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 with the average gross monthly wage and the dichotomous variable

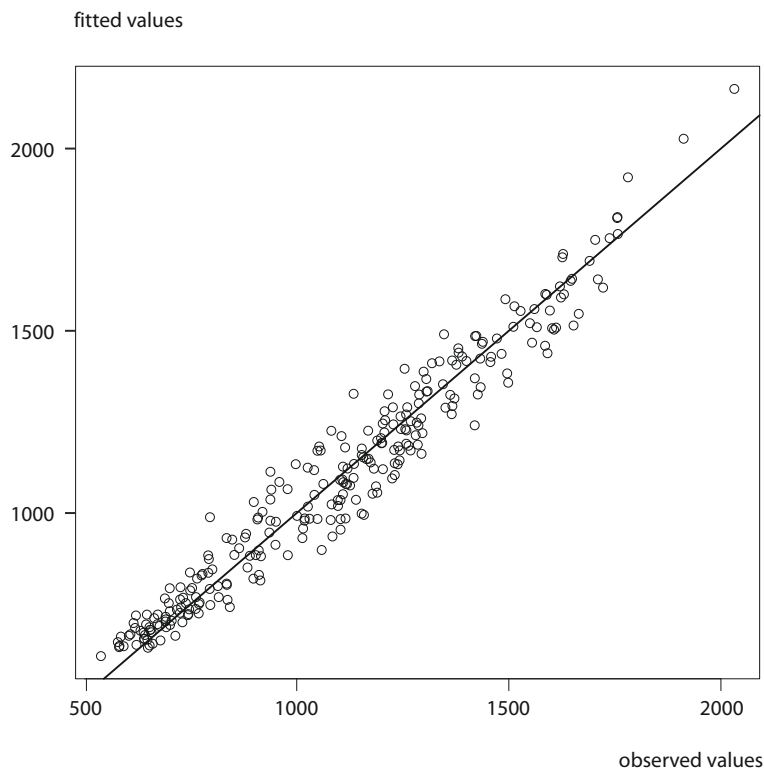
Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Intercept	–94.3257	20.5024	–4.601	0.0000065***
Average monthly gross wages and salaries	0.3742	0.0068	55.058	< 2e-16***
Dichotomous variable	54.2959	14.5602	3.729	0.000234***
Determination coefficient	$R^2 = 0.9512$, corrected $R^2 = 0.9508$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 2621$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3107.798, Bayesian = 3122.221			

Note. As in Table 1.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

From the model diagnostics described in Table 2 it follows that the impact of the additional variable is statistically significant. It corresponds (in terms of value) to the level of expenditure per capita in 2017, which, among other factors, was related to the Family 500+ programme. This is due to the fact that on average, every Pole paid annually PLN 619 to the programme, i.e. PLN 51.58 a month. Thus, the model described in Table 2 approximately reflects the impact of the Family 500+ programme on family disposable income. This variable can describe not only the changes caused by the above-mentioned programme, but also other dependencies resulting e.g. from the improvement in the economic situation and an increase in average wages. It is worth noting that the results are related to a statistical analysis based on a simulation study described in the work of Brzeziński and Najsztub (2017).

In the course of the further analysis, it was decided that the impact of the variables other than the value of GDP per capita and average gross wages would be taken into account, as well as it would be checked whether the used models were non-linear. A number of tests were carried out using the *lm* function which utilises non-linear functions as arguments of a linear model, including B-spline and spline functions.

Figure 1. Empirical versus theoretical values of the average available income per capita obtained for the linear model with the average gross wage and the dichotomous variable

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 3. Diagnostics of non-linear B-spline and spline regressions describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 versus GDP per capita

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
B-spline regression				
Intercept	621.98	47.84	13.00	< 2e-16***
bs(GDPPC,df=5)1	-37.98	80.77	-0.47	0.639
bs(GDPPC,df=5)2	326.84	48.42	6.75	9.26e-11***
bs(GDPPC,df=5)3	1090.91	84.69	12.88	< 2e-16***
bs(GDPPC,df=5)4	944.91	118.21	7.99	4.02e-14***
bs(GDPPC,df=5)5	1419.64	111.95	12.68	< 2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.8669$, corrected $R^2 = 0.8644$			
F-statistic	$F_{emp} = 346.6$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3386.568, Bayesian = 3411.809			

Table 3. Diagnostics of non-linear B-spline and spline regressions describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 versus GDP per capita (cont.)

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Spline regression				
Intercept	590.89	37.83	15.62	<2e-16***
ns(GDPPC,df=5)1	414.56	40.94	10.13	<2e-16***
ns(GDPPC,df=5)2	671.48	46.54	14.43	<2e-16***
ns(GDPPC,df=5)3	925.78	50.99	18.16	<2e-16***
ns(GDPPC,df=5)4	1308.16	97.24	13.45	<2e-16***
ns(GDPPC,df=5)5	1325.61	75.30	17.60	<2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.8686$, corrected $R^2 = 0.8661$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 351.7$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3383.116, Bayesian = 3408.356			

Note. As in Table 1. GDPPC – GDP per capita.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 4. Diagnostics of the non-linear B-spline and spline regressions describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 versus average gross wage

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
B-spline regression				
Intercept	575.49	27.99	20.558	<2e-16***
bs(WAGE,df=5)1	124.19	49.91	2.488	0.0134*
bs(WAGE,df=5)2	364.22	29.29	12.433	<2e-16***
bs(WAGE,df=5)3	857.31	49.73	17.238	<2e-16***
bs(WAGE,df=5)4	1327.70	56.81	23.369	<2e-16***
bs(WAGE,df=5)5	1396.37	70.27	19.872	<2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.9509$, corrected $R^2 = 0.9500$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 1031$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3115.218, Bayesian = 3140.459			
Spline regression				
Intercept	583.44	22.22	26.26	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)1	431.62	25.46	16.95	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)2	578.59	28.95	19.98	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)3	989.84	27.25	36.32	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)4	1406.7	60.44	23.27	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)5	1323.71	48.75	27.15	<2e-16***
Determination coefficient	$R^2 = 0.9516$, corrected $R^2 = 0.9507$			
F-statistic	$F_{\text{emp}} = 1046$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 3111.481, Bayesian = 3136.722			

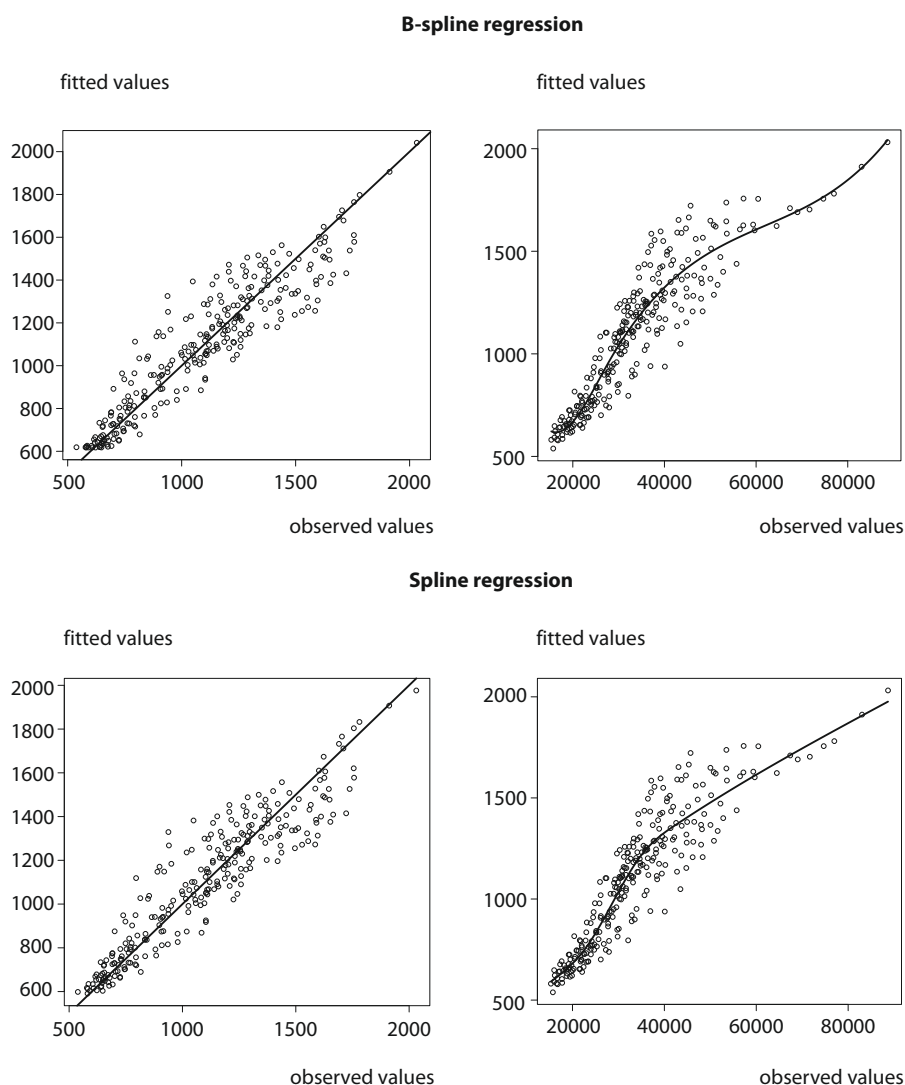
Note. As in Table 1. WAGE – average gross wage.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

The results of these analyses are presented in Tables 3 and 4 and Figures 2 and 3. They show that auxiliary data describing levels of wages can be helpful in estimating

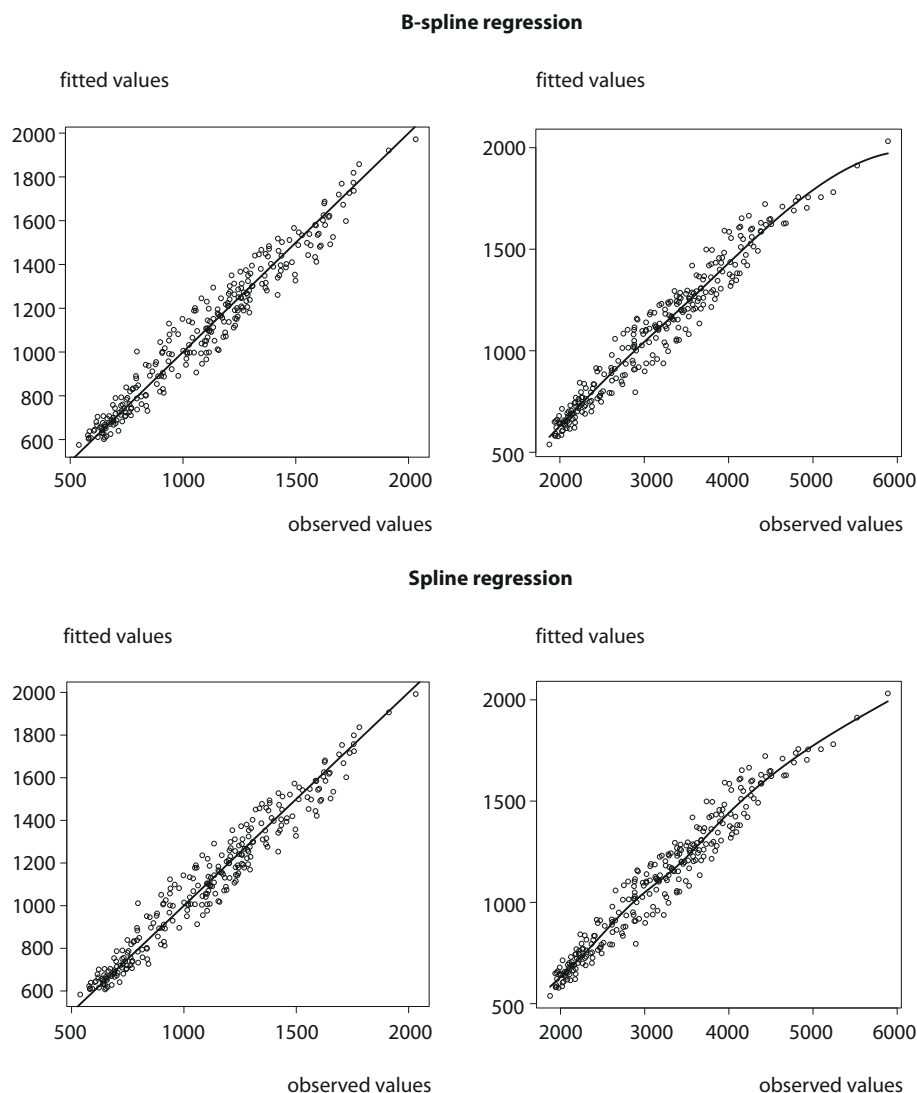
the value of the available income per capita, also using a non-linear approach. The models shown in Table 4 demonstrate a very high level of consistency with the data with determination coefficients higher than 95%, when the explanatory variable describing average gross wages in voivodships has been added.

Figure 2. Plots for the non-linear B-spline and spline regression describing the average available income per capita versus average GDP per capita – empirical versus theoretical values (left), the scatter plot and regression line (right)



Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Figure 3. Plots for the non-linear B-spline and spline regression describing the average available income per capita versus the average gross wage – empirical versus theoretical values (left), the scatter plot and regression line (right)



Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

This finding can also be confirmed by the calculations made by means of the non-linear approach and dichotomous variable (Table 5 and Figure 4), which in this case indicates a value slightly above PLN 70. In this model both quantitative variables, GDP per capita and average gross wages, have been incorporated. The goodness-of-fit was relatively accurate also in this case, i.e. $R^2 = 0.9468$.

This helped to obtain a more realistic estimate of the impact of social programmes, such as Family 500+ on the average available income per capita of Polish households. It would be interesting to compare the results obtained in this study with the values specified in the paper of Brzeziński and Najsztub (Table 1). This table shows the annual benefits obtained by households through the Family 500+ programme as classified in income decile groups. According to the values in the 3rd and 4th decile groups, the change in income (PLN/month) is 81.8 and 52.8, respectively. However, it should be stipulated that these values refer to household income calculated according to the OECD equivalence scale. Thus ordinary (not equivalised) income may be lower, in which case the difference between income estimated on the basis of the HBS (both taking and not taking into account the impact of social programmes) would become greater. What is also noteworthy is the fact that the values of the regression coefficient estimated for the dichotomous variable, determined for different model variants, change from about PLN 70 to slightly above PLN 80, which confirms the accuracy of the observations. It is also worth noting that the value of about PLN 75 usually applies to models including both GDP per capita and average monthly gross wages. The removal of one of the variables most often leads to inappropriate assessments of the coefficient value for the dichotomous variable, which may indicate a weakness of this approach. It should be emphasised that the value of this coefficient is better determined by models containing non-linear relations.

Table 5. Diagnostics of the non-linear spline regression describing the average available income per capita in voivodships for the years 2002–2018 versus average gross wage, GDP per capita and dichotomous variable (0 for the years 2002–2015 and 1 for the years 2016–2018)

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Intercept	580.19	22.94	25.294	< 2e-16***
ns(GDPPC,df=5)1	121.33	53.46	2.269	0.0241*
ns(GDPPC,df=5)2	179.29	56.19	3.190	0.0016**
ns(GDPPC,df=5)3	122.87	58.73	2.092	0.0374*
ns(GDPPC,df=5)4	291.12	117.77	2.472	0.0141*
ns(GDPPC,df=5)5	269.38	132.16	2.038	0.0425*
ns(WAGE,df=5)1	311.46	52.60	5.921	1.01e-08***
ns(WAGE,df=5)2	418.55	58.08	7.206	6.22e-12***
ns(WAGE,df=5)3	784.74	59.96	13.088	<2e-16***
ns(WAGE,df=5)4	1040.34	130.89	7.948	5.78e-14***
ns(WAGE,df=5)5	1025.49	146.09	7.019	1.93e-11***
Dichotomous variable	75.17	18.68	4.023	7.54e-05***
Determination coefficient	$R^2 = 0.9468$, corrected $R^2 = 0.9444$			
F-statistic	$F_{emp} = 394.5$, p-value < 2.2e-16			
Information criterion	Akaike = 2909.267, Bayesian = 2955.355			

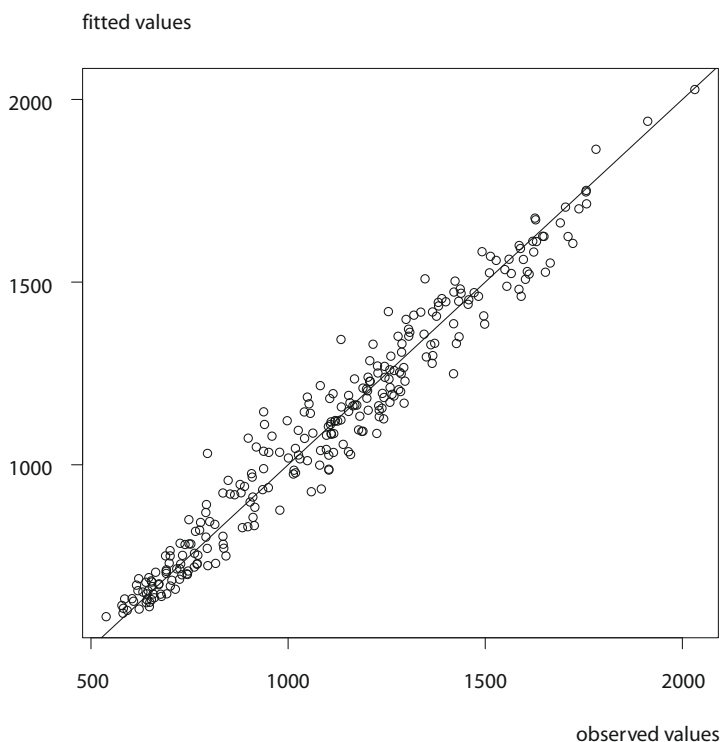
Note. Significance levels as in Table 1. Abbreviations as in Tables 3 and 4.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Because the above-mentioned models have the weakness of capturing the more cumulative impact of both wage growth and GDP growth per capita, as well as an

increase in expenditure on social assistance, an additional analysis was carried out by means of a different approach. In this approach, in addition to other macroeconomic variables, expenditure on social assistance, derived from annual reports of state budget expenditure per capita, was used. These expenses relate to section 853 of the state budget (supplemented by expenses from section 855 – Family for 2017 and 2018), and are taken from line c – implementation. In addition, the values of two macro-economic variables, i.e. the registered unemployment rate and average monthly gross salary, have been taken into account. It should be noted that these variables can be referred to as (partial) determinants of the available income of Polish households in the period under consideration.

Figure 4. Empirical versus theoretical values of the average available income per capita obtained for the non-linear spline regression model with GDP per capita, the average gross wage and the dichotomous variable



Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Further analysis was carried out using a VAR model, which allows each variable to be explained by its own lagged values in addition to the current and past values of the remaining variables, assuming interaction with a delay according to the scheme for the geometric series. Table 6 demonstrates such relationships for one of the

model equations that determines the impact of social assistance expenditures on the other variables. As Table 6 shows, the implied relationships reflect the multipliers of the considered variables in a relatively straightforward way. From that it follows that the expenditure on social assistance contributes to an increase in household available income, as does an increase in wages. There is an inverse relationship between this variable and the unemployment rate. The significance of the impact of social assistance expenditure on household available income is also visible. The value of the determination coefficient which is close to 1 ($R^2 = 0.9968$), and the significance of the regression model, both confirm the model quality. The satisfactory goodness-of-fit of the model with the available income data can also be observed in Figure 5. Similarly, Table 6 can be supplemented with a graph specifying the value of the impulse response function (Figure 6). It should also be noted here that in the period under consideration, a significant increase in available income of Polish households was observed, along with an increase in social assistance expenditure. Likewise, an increase in wages translated into an increase in available income, and the model additionally shows that a decline in unemployment could be expected in the years after 2017.

Table 6. Diagnostics of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus average gross wage, unemployment rate, average monthly gross salary and social assistance expenditure for the years 2000–2018

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Intercept	92.434	81.790	1.130	0.2788
SOC_ASS_1	0.059	0.029	2.000	0.0669*
UNEMP_1	-8.137	2.547	-3.195	0.0070***
SALARY_1	0.218	0.108	2.016	0.0650*
AV_INC_1	0.387	0.273	1.416	0.1804
Arithmetic mean of dependent variable	1107.283			
Standard error of dependent variable	332.0128			
Residual sum of squares	5899.289			
Standard error of residuals	21.30238			
Determination coefficient	$R^2 = 0.9967$, corrected $R^2 = 0.9959$			
F-statistic	$F_{emp}(4, 13) = 1029.137$, p-value for F-statistic = $4.08e-16$			
Autocorrelation of residuals – rho1	-0.0062			
Durbin-Watson statistic	1.7894			

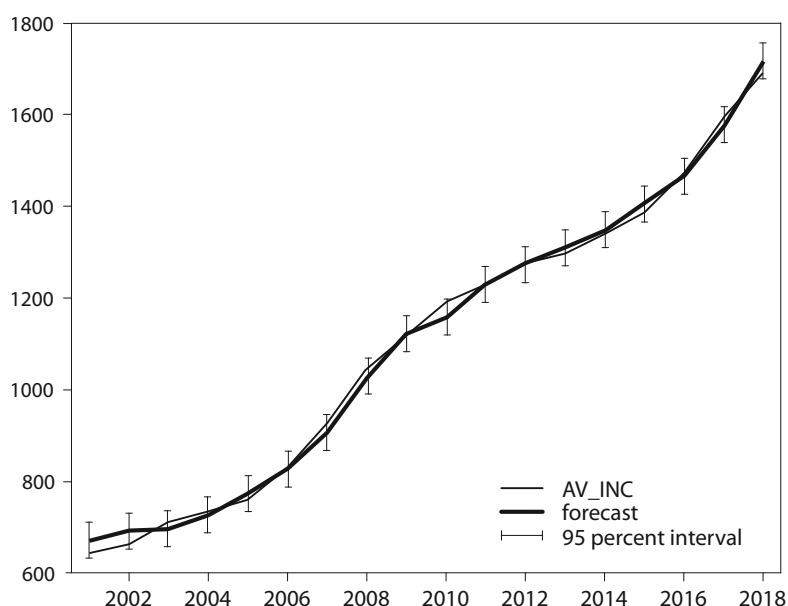
Note. Significance levels: *** – [0, 0.001], ** – (0.01, 0.05], * – (0.05, 0.10]. SOC_ASS – social assistance expenditures, UNEMP – unemployment rate, SALARY – average monthly gross salary, AV_INC – average available income per capita.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Having said that though, it should be noted that the conclusions made on the basis of the VAR model may be ambiguous due to the short length of time series in question. Therefore, the statistics and diagnostic tests available for this model, which can provide additional information about the quality of the results, were analysed

and presented in Tables 7–14. They allow checking whether the estimation method used is consistent with the statistical assumptions made for the VAR models (see e.g. Domański et al., 2014). In particular, it may be helpful to test for the autocorrelation of residuals, the normality of residuals and to verify the hypothesis on the lack of heteroscedasticity. In Table 7, one can observe the lack of first-order autocorrelation and homoscedasticity of residuals. It is also worth noting that the normality of residuals was rejected only in the case of the model of social assistance expenditures. This result might be partially caused by a large change in the value of social assistance expenditure in 2016.

Figure 5. Expected versus observed values of the average available income per capita obtained for the VAR model (Table 6)

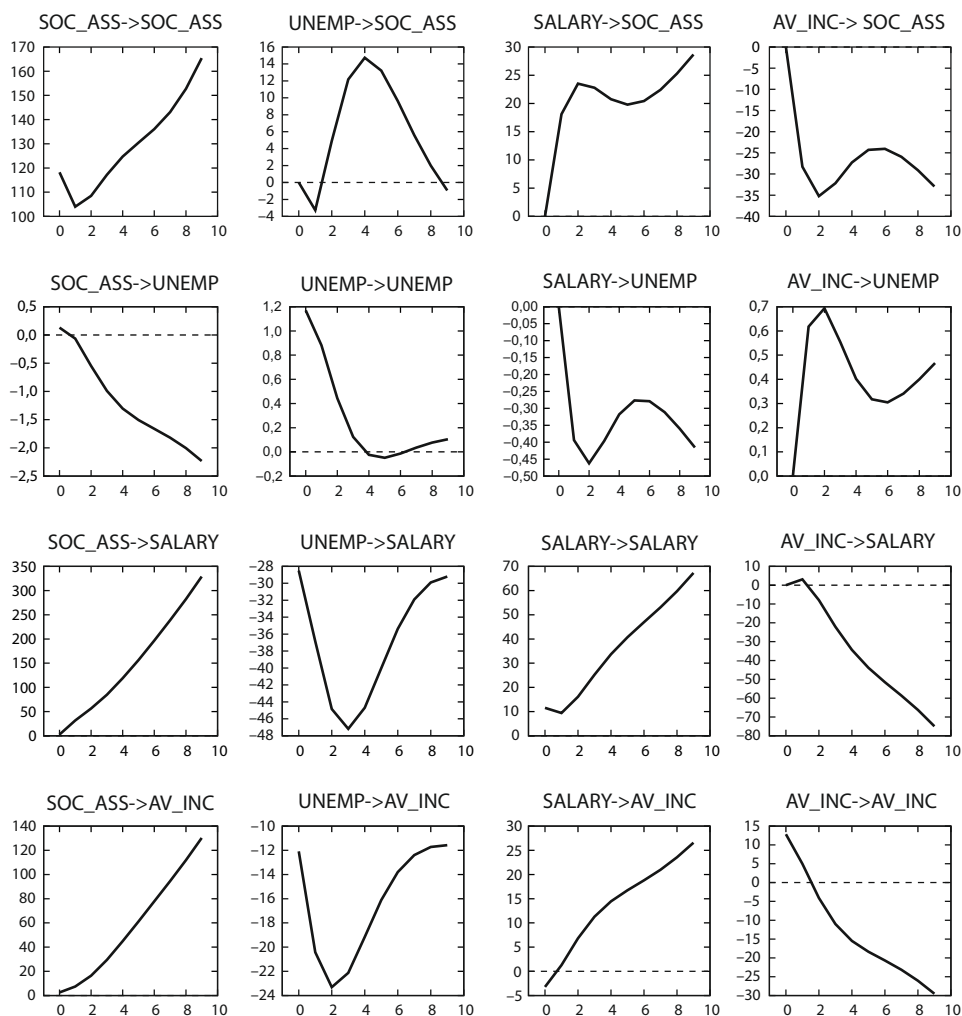


Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

At this point it seems reasonable to test the impact of this variable on the other variables incorporated in the model, i.e. the unemployment rate, average wages and available income. Such an analysis was performed using the Granger causality test. The Granger causality test applied for the case under consideration (see Lütkepohl, 2005, pp. 102–104, please note the discussion on the number of degrees of freedom for F distribution) is subject to the asymptotic $F(3,52)$ distribution with a critical value of about 2.790. As we are testing the null hypothesis of no causality, the values of F statistics above the critical value would be desired in order to reject it (see Lütkepohl, 2005, pp. 103–104, example 3.6.2). It follows from Table 8 that the variable denoting expenditure on social assistance shows significant impact on the other

variables, i.e. the unemployment rate, wages and available income per capita. Note that the Granger causality is also preserved for the other variables (e.g. average available income per capita) for each of the functions analysed, with the most pronounced impact observed for the social assistance expenditure. It can be added, however, that the satisfactory *p*-values obtained for social assistance expenditure may also result from the large variability of this factor starting from the year 2016.

Figure 6. Impulse response analysis for the model describing interrelationships including the average available income per capita, the average monthly gross salary, registered unemployment rate and social assistance expenditure, using the VAR method



Note. Abbreviations as in Table 6.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 7. Test statistics for the Ljung-Box, Jarque-Bera and LM tests for residuals of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus average gross wage, unemployment rate, average monthly gross salary and social assistance expenditure for the years 2000–2018

Selected tests for residuals – H_0	SOC_ASS	UNEMP	SALARY	AV_INC
Residuals do not show autocorrelation of the order of 1 (Ljung-Box ^a)	0.3487 (0.5550)	1.8963 (0.1680)	0.0363 (0.8490)	0.0007 (0.9790)
Distribution of residuals is normal (Jarque-Bera ^b)	8.6651 (0.0131)	0.2361 (0.8886)	3.3165 (0.1905)	0.8128 (0.6661)
Residuals are homoscedastic (LM test ^c)	0.5990 (0.4389)	0.0554 (0.8139)	0.2236 (0.6363)	0.0571 (0.8112)

a The Ljung-Box statistic follows an asymptotic χ^2 distribution with a critical value for the considered case $\chi^2(0.05, 1) = 3.841$. Since we assume no autocorrelation, the Ljung-Box statistic should be less than the critical value (at a given significance level). b The Jarque-Bera statistic follows an asymptotic χ^2 distribution with a critical value for the considered case $\chi^2(0.05, 2) = 5.991$. In order not to reject H_0 which assumes normality, the Jarque-Bera statistic should be less smaller than the critical value (at a given significance level). c Lagrange Multiplier statistic follows an asymptotic χ^2 distribution with a critical value for the considered case $\chi^2(0.05, 1) = 3.841$. Since we assume the homoscedasticity of residuals, the empirical test statistic should be less smaller than the critical value (at a given significance level).

Note. *p*-value in the parenthesis. Abbreviations as in Table 6.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 8. *F*-statistics for the Granger causality test under the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita from the HBS versus average gross wage, unemployment rate, average monthly gross salary and social assistance expenditure for the years 2000–2018

Interactions between variables	<i>F</i> -statistic	<i>p</i> -value
SOC_ASS → UNEMP, SALARY, AV_INC	$F_{\text{emp}}(3, 52) = 34.579$	1.976e-12
UNEMP → SOC_ASS, SALARY, AV_INC	$F_{\text{emp}}(3, 52) = 3.437$	0.02340
SALARY → SOC_ASS, UNEMP, AV_INC	$F_{\text{emp}}(3, 52) = 3.821$	0.01505
AV_INC → SOC_ASS, UNEMP, SALARY	$F_{\text{emp}}(3, 52) = 28.581$	4.659e-11

Note. Abbreviations as in Table 6.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Due to the fact that the main aim of the study was to assess the impact of the economic situation on the average available income of households, it was decided to verify the adequacy of an alternative approach. It was based on the model obtained after removing the average monthly gross salary variable and taking into account the indicators of the current and leading consumer confidence, synthetically describing the current trends in individual consumption. These indicators come from the Consumer Tendency Survey (GUS, 2004–2018) and are included in the given models

in the annual version. Both these variables turned out to have a significant impact on the value of the household available income in Poland, which, however, was not observed for the variable representing social assistance. According to the tests for random components which were carried out for both the considered autoregressive models, and due to the good quality of the models determining available income (high R^2 and a satisfactory value of F -statistic for the regression equation), it can be assumed that this approach can also be justified (see Tables 9–14).

Table 9. Diagnostics of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus social assistance expenditure, unemployment rate and current consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Intercept	138.099	64.893	2.128	0.0530*
SOC_ASS_1	0.021	0.033	0.642	0.5319
UNEMP_1	0.096	3.767	0.026	0.9800
AV_INC	0.966	0.032	29.826	< 0.0001***
CCCI_1	2.614	1.044	2.504	0.0264**
Arithmetic mean of dependent variable	1107.283			
Standard error of dependent variable	332.013			
Residual sum of squares	5223.365			
Standard error of residuals	20.045			
Determination coefficient	$R^2 = 0.997$, corrected $R^2 = 0.996$			
F-statistic	$F_{emp}(4, 13) = 1162.731$, p-value for F-statistic = $1.85e-16$			
Autocorrelation of residuals – rho1	–0.590			
Durbin-Watson statistic	2.977			

Note. Significance levels as in Table 1. Abbreviations as in Tables 4 and 6. CCCI – current consumer confidence indicator.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

From the Granger causality analysis (Tables 8, 11 and 14) it seems obvious that the indicators of consumer confidence have a more significant impact on the remaining variables than the variable describing social assistance expenditure. The values of F -statistics are visibly smaller for the variable representing social assistance expenditure under these models (see Tables 11 and 14) than the corresponding values for the previous model (see Table 8). In practice, this means that the impact of the governmental expenditure on social assistance may turn out ambiguous. Moreover, the analysis for these models is slightly hampered by the fact that the residuals for the social assistance variable are not normally distributed. Therefore, it can be assumed that the results presented here may be useful in the analysis of the effects of social policy, including the level of expenditure on social assistance, but they do not guarantee the maintenance of an adequate level of available income forecast, e.g. due to the impact of the economic situation. What is more, the analysis of the forecast of the value of the available income carried out using the model for the current con-

sumer confidence index indicates a slower wage growth resulting from this model. It may also indicate that caution is advisable when using this type of forecasts.

Table 10. Test statistics for the Ljung-Box, Jarque-Bera and LM tests for residuals of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus social assistance expenditures, unemployment rate and current consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Selected tests for residuals – H_0	SOC_ASS	UNEMP	AV_INC	CCCI
Residuals do not show autocorrelation of the order of 1 (Ljung-Box ^a)	0.7748 (0.3790)	0.0239 (0.8770)	6.0823 (0.0140)	0.0293 (0.8641)
Distribution of residuals is normal (Jarque-Bera ^b)	29.643 (3.66e-07)	0.5540 (0.7580)	1.0572 (0.5901)	1.5387 (0.4630)
Residuals are homoscedastic (LM test ^c)	0.0162 (0.8986)	0.3764 (0.5395)	3.0360 (0.0814)	0.5857 (0.4441)

a–c See footnotes in the Table 7.

Note. *p*-value in the parenthesis. Abbreviations as in Tables 6 and 9.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 11. *F*-statistics for the Granger causality test under the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita based on the HBS data versus social assistance expenditure, unemployment rate and current consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Interactions between variables	<i>F</i> -statistic	<i>p</i> -value
SOC_ASS → UNEMP, AV_INC, CCCI	$F_{emp}(3, 52) = 4.591$	0.00633
UNEMP → SOC_ASS, AV_INC, CCCI	$F_{emp}(3, 52) = 2.059$	0.11700
AV_INC → SOC_ASS, UNEMP, CCCI	$F_{emp}(3, 52) = 6.991$	0.00049
CCCI → SOC_ASS, UNEMP, AV_INC	$F_{emp}(3, 52) = 6.012$	0.00135

Note. Abbreviations as in Tables 4, 6 and 9.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 12. Diagnostics of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus social assistance expenditure, unemployment rate and leading consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	<i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
Intercept	160.392	63.871	2.511	0.0260**
SOC_ASS_1	0.030	0.032	0.934	0.3676
UNEMP_1	–1.772	3.356	–0.528	0.6064
AV_INC_1	0.957	0.032	30.027	< 0.0001***
LCCI_1	1.728	0.736	2.348	0.0354**

Table 12. Diagnostics of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus social assistance expenditure, unemployment rate and leading consumer confidence indicator for the years 2000–2018 (cont.)

Explanatory variable	Parameter estimate	Standard error	t-statistic	p-value
Arithmetic mean of dependent variable		1107.283		
Standard error of dependent variable		332.013		
Residual sum of squares		5438.097		
Standard error of residuals		20.453		
Determination coefficient	$R^2 = 0.997$, corrected $R^2 = 0.996$			
F-statistic	$F_{emp}(4, 13) = 1116.691$, p-value for F-statistic = $2.41e-16$			
Autocorrelation of residuals – rho1		–0.523		
Durbin-Watson statistic		2.867		

Note. Significance levels as in Table 1. Abbreviations as in Tables 4 and 6. LCCI – leading consumer confidence indicator.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 13. Test statistics for Ljung-Box, Jarque-Bera and LM tests for residuals of the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita versus social assistance expenditure, unemployment rate and leading consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Selected tests for residuals – H_0	SOC_ASS	UNEMP	AV_INC	LCCI
Residuals do not show autocorrelation of the order of 1 (Ljung-Box ^a)	0.7746 (0.3790)	0.1901 (0.6630)	4.8480 (0.0280)	0.2039 (0.6520)
Distribution of residuals is normal (Jarque-Bera ^b)	30.2260 (2.733e-07)	0.4619 (0.7938)	1.1651 (0.5585)	0.5759 (0.7498)
Residuals are homoscedastic (LM test ^c)	0.0147 (0.9031)	0.2619 (0.6090)	2.0482 (0.1520)	0.9426 (0.3320)

a–c See footnotes in the Table 7.

Note. p-value in the parenthesis. Abbreviations as in Tables 6 and 12.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

Table 14. F-statistics for the Granger causality test under the VAR model describing the influence of lagged variables on the average available income per capita based on the HBS data versus social assistance expenditure, unemployment rate and leading consumer confidence indicator for the years 2000–2018

Interactions between variables	F-statistic	p-value
SOC_ASS → UNEMP, WAGE, LCCI	$F_{emp}(3, 52) = 5.7694$	0.00175
UNEMP → SOC_ASS, WAGE, LCCI	$F_{emp}(3, 52) = 3.4580$	0.02283
WAGE → SOC_ASS, UNEMP, LCCI	$F_{emp}(3, 52) = 6.3193$	0.00098
LCCI → SOC_ASS, UNEMP, WAGE	$F_{emp}(3, 52) = 6.1804$	0.00113

Note. Abbreviations as in Tables 4, 6 and 12.

Source: authors' calculations based on Statistics Poland's LDB and MDB, and State Budget Reporting.

4. Conclusions

The analysis above demonstrates that the expenditure on social assistance has a significant impact on the amount of available income as evaluated on the basis of the Household Budget Survey. The analysis provides conclusions on qualitative changes in the amount of disposable income in 2016–2017. They are partly consistent with other assessments, regarding for example the impact of the Family 500+ programme on the income of households. However, it should be emphasised that the impact of the Family 500+ programme is probably not the only factor contributing to the growth of income of Polish households.

It may be interesting to examine whether the observed trends will continue in the coming years. Taking into account the current situation related to the coronavirus pandemic and the existence of many factors limiting economic growth (in particular the GDP per capita growth), the results of the presented approach should be treated with special caution. Due to the high dynamics of the currently observed economic phenomena (see Wójcik, 2014), the assessment of such changes on the basis of yearly data may be insufficient.

As the HBS is conducted on a relatively large sample, the preliminary assessment of the income situation of Polish households could be carried out in a shorter time horizon, i.e. a monthly period. Such data should be available through the Statistical Bulletin published monthly by Statistics Poland, which provides data for a country level, and the monthly Consumer Tendency Survey. In our paper, we have demonstrated that it is possible to combine the results of income estimates and consumer trends, which made our approach relatively accurate for the period of the analysis.

References

- Baiocchi, G., Distaso, W. (2003). GRET: Econometric software for the GNU generation. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 105–110. <https://doi.org/10.1002/jae.704>.
- Blanchard, O. J., Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Brzeziński, M., Najsztub, M. (2017). Wpływ programu „Rodzina 500+” na dochody gospodarstw domowych, ubóstwo i nierówność. <http://coin.wne.uw.edu.pl/mbrzezinski/research/rodzina500plus> Polityka Społeczna_nowa_wersja.pdf.
- Desaling Gernay, M. (2016). Modeling and Forecasting Unemployment Rate in Sweden using various Econometric Measures. <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:949512/FULLTEXT01.pdf>.
- Domański, C., Pekasiewicz, D., Baszczyńska, A., Witaszczyk, A. (2014). *Testy statystyczne w procesie podejmowania decyzji*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

- Ekanem, N. F. (2005). A VAR Model of the Relationship Between the GDP Growth and Unemployment Rates. *Journal of Business & Economics Research*, 3(8). <https://doi.org/10.19030/jber.v3i8.2801>.
- Fox, J. (2005). The R Commander: A Basic Statistics Graphical User Interface to R. *Journal of Statistical Software*, 14(9), 1–42. <https://www.jstatsoft.org/article/view/v014i09>.
- Fox, J. (2017). *Using the R Commander: A Point-and-Click Interface to R*. Boca Raton FL: Chapman and Hall/CRC Press.
- Fox, J., Bouchet-Valat, M. (2018). *Rcmdr: R Commander*. R package version 2.5-1.
- GUS. (2004–2018). [Koniunktura konsumencka – informacje sygnałne]. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/koniunktura/koniunktura/koniunktura-konsumencka-styczen-2021-roku,1,95.html>.
- Jappelli, T., Pistaferri, L. (2010). The Consumption Response to Income Changes. *Annual Review of Economics, Annual Reviews*, 2(1), 479–506. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.050708.142933>.
- Jarque, C. M., Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://doi.org/10.2307/1403192>.
- Jędrzejczak, A., Pekasiewicz, D. (2019). Analiza nierówności dochodowych i ubóstwa w Polsce w gospodarstwach domowych z dziećmi. *Przegląd Statystyczny*, 66(2), 105–124. <https://ps.stat.gov.pl/Article/2019/2/105-124>.
- Kalinowska, K. (2016). The stabilising role of unemployment benefits in Poland. *Central European Review of Economics & Finance*, 12(2), 21–40.
- Kusideł, E. (2000). Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie. In B. Suchecki (Ed.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych* (Vol. 3). Łódź: Absolwent.
- Ljung, G. M., Box, G. E. P. (1978). On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2), 297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Heidelberg: Springer Verlag. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>.
- Pfaff, B. (2008a). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R. Second Edition*. New York: Springer.
- Pfaff, B. (2008b). VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4). <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v027.i04>.
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>.
- Wójcik, A. (2014). Modele wektorowo-autoregresyjne jako odpowiedź na krytykę strukturalnych wielorównaniowych modeli ekonometrycznych. *Studia Ekonomiczne*, 193, 112–128.

Dostosowanie przedsiębiorstw do wymogów czwartej rewolucji przemysłowej – ujęcie regionalne

Andrzej Sokołowski^a, Małgorzata Markowska^b

Streszczenie. Celem artykułu jest zaproponowanie agregatowego wskaźnika poziomu rozwoju polskich regionów szczebla NUTS 2 w zakresie wdrażania i efektów rozwiązań charakteryzujących czwartą rewolucję przemysłową (Przemysł 4.0) oraz przedstawienie rankingu regionów pod względem dostosowania przedsiębiorstw do wymogów Przemysłu 4.0. Podstawą obliczeń były wyniki badania eksperymentalnego przeprowadzonego przez GUS w 2019 r. Zastosowano dwie metody wyznaczania wskaźnika agregatowego: klasyczną oraz iteracyjną, która uwzględnia ocenę odporności wskaźnika na ewentualne obserwacje odstające. Zakres przedmiotowy obejmował 10 podkryteriów, a w ich ramach – 21 cech statystycznych. Przodującym regionem pod względem wdrażania rozwiązań z zakresu Przemysłu 4.0 okazało się woj. opolskie. Ocena trafności zaproponowanego wskaźnika będzie możliwa na podstawie porównań z wynikami analogicznych badań GUS przeprowadzanych w kolejnych latach.

Słowa kluczowe: Przemysł 4.0, wskaźniki agregatowe, rankingi, regiony NUTS 2

JEL: C38, L16, O14

Adjustment of enterprises to the requirements of the fourth industrial revolution – regional approach

Abstract. The aim of the paper is to propose a composite indicator characterising the level of development of Polish NUTS 2 regions with respect to the implementation and results of the changes the fourth industrial revolution (Industry 4.0) entails, and to present a ranking of regions illustrating the degree to which enterprises have adjusted to the requirements of Industry 4.0. Data used for the calculations have been based on the results of an experimental research conducted by Statistics Poland (GUS) in 2019. Two methods for constructing the composite indicators have been used – classical and iterative which is to assess the indicator's resilience to the influence of any potential outliers. 10 sub-criteria, covered by 21 variables have been taken into account. Opolskie region appeared to be the best NUTS 2 region in Poland in terms of the implementation of the requirements outlined by Industry 4.0. The evaluation of the proposed composite indicator will be possible when comparing it with the results of similar surveys carried out by GUS in the future.

Keywords: Industry 4.0, composite indicators, rating, NUTS 2 regions

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kolegium Ekonomii, Finansów i Prawa, Instytut Metod Ilościowych w Naukach Społecznych / Cracow University of Economics, Faculty of Finance and Law, Institute of Quantitative Methods in Social Sciences. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2787-6665>.

^b Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wydział Ekonomii i Finansów, Katedra Gospodarki Regionalnej / Wrocław University of Economics and Business, Faculty of Economics and Finance, Department of Regional Economy. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4879-0112>.

1. Wprowadzenie

Aby ocenić jakiekolwiek zjawisko zachodzące w gospodarce, bez względu na jego charakter – powolny (ewolucyjny) czy gwałtowny (rewolucyjny) – należy zastosować mierniki, które umożliwiają pomiar zarówno stanu, czyli poziomu tego zjawiska, jak i dynamiki, czyli zmian poziomu. Czwarta rewolucja przemysłowa (Industry 4.0 – Przemysł 4.0) to zjawisko, które wymaga stałego monitoringu i oceny konsekwencji zmian, jakie powoduje. Zmiany te dotyczą m.in. firm, społeczeństw, zagospodarowania przestrzennego i procesów społeczno-gospodarczych w skali międzynarodowej, krajowej i regionalnej. Nazwa Przemysł 4.0, wprowadzona w 2011 r. (European Commission, 2017), wskazuje na kolejny etap rozwoju gospodarczego świata. Każdej rewolucji przemysłowej towarzyszy postęp technologiczny, a nowe technologie produkcji zmieniają warunki pracy i styl życia ludzi (Desoutter, 2020). Obecnie obserwuje się silne oddziaływanie nowych technologii na funkcjonowanie społeczeństw i gospodarek na różnych poziomach, takich jak: jednostka, gospodarstwo domowe, grupa społeczna, firma, branża, sektor, region, kraj czy układ gospodarczy.

Zasoby krajowej i międzynarodowej statystyki publicznej ani bazy organizacji międzynarodowych, zarówno publikowane, jak i niepublikowane, nie są eksplorowane pod kątem możliwości oceny stanu początkowego, zmian w czasie oraz konsekwencji czwartej rewolucji przemysłowej. Liao i in. (2017) dokonali przeglądu publikacji poświęconych temu zagadnieniu na podstawie artykułów i innych opracowań dostępnych online do 2016 r. Autorzy wykazali, że słowo *data* znajduje się w analizowanych pracach wśród 25 najczęściej występujących słów związanych z branżą 4.0, obok takich słów, jak: *system(s)*, *technology(-ies)* i *manufacturing*.

Strategie ukierunkowane na zmiany w duchu czwartej rewolucji przemysłowej przygotowały m.in.:

- kraje, takie jak USA (Advanced Manufacturing Partnership), Niemcy (High-Tech Strategy 2020), Francja (La Nouvelle France Industrielle), Wielka Brytania (Future of Manufacturing), Korea Południowa (Innovation in Manufacturing 3.0), Chiny (Made in China 2025), Japonia (5th Science and Technology Basic Plan), Singapur (Research, Innovation and Enterprise 2020 Plan);
- firmy, np. AT&T, Cisco, General Electric, IBM i Intel (Industrial Internet Consortium – IIC), Siemens, Hitachi, Bosch, Panasonic, Honeywell, Mitsubishi Electric, ABB, Schneider Electric oraz Emerson Electric (IoT and CPS project);
- instytucje, takie jak Komisja Europejska (Factories of the Future – FoF).

W opracowaniach tych, z uwagi m.in. na specyfikę branż, nie występują wskaźniki, które umożliwiłyby ocenę postępów w kraju czy regionie w zakresie wdrażania rozwiązań właściwych dla Przemysłu 4.0 (Kang i in., 2016; Liao i in., 2017).

W Polsce na szczeblu rządowym nie opracowano dotychczas odrębnego dokumentu strategicznego poświęconego funkcjonowaniu przemysłu w dobie czwartej rewolucji przemysłowej. W *Strategii na rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju do roku 2020 (z perspektywą do 2030 r.)* (2017) Przemysł 4.0 stanowi jeden z priorytetowych elementów i jest wskazywany jako kluczowy dla poprawy konkurencyjnej pozycji gospodarki oraz wsparcia pracy ludzkiej nowoczesnymi technologiami. W ramach obszaru reindustrializacja powstał projekt strategiczny Polska Platforma Przemysłu 4.0 (*Strategia...*, 2017), a następnie powołano Fundację Platforma Przemysłu Przyszłości. Cel działania fundacji to wspieranie „procesów, produktów i modeli biznesowych, wykorzystujących najnowsze osiągnięcia z dziedziny automatyzacji, sztucznej inteligencji, technologii teleinformatycznych oraz komunikacji pomiędzy maszynami oraz człowiekiem a maszynami z uwzględnieniem odpowiedniego poziomu bezpieczeństwa tych rozwiązań” (Ustawa z dnia 17 stycznia 2019 r. o Fundacji Platforma Przemysłu Przyszłości) oraz kształcenia zawodowego dla potrzeb zmian przemysłu.

Celem niniejszego artykułu jest zaproponowanie agregatowego wskaźnika poziomu rozwoju polskich regionów szczebla NUTS 2 w zakresie wdrażania oraz efektów rozwiązań charakteryzujących Przemysł 4.0 oraz przedstawienie rankingu regionów pod względem dostosowania przedsiębiorstw do wymogów Przemysłu 4.0.

2. Lokalne indeksy agregatowe

Dotychczas nie zaproponowano miar agregatowych dotyczących Przemysłu 4.0, które uzyskałyby aprobatę badaczy i praktyków. Przez pojęcie *indeksy lokalne* należy rozumieć wskaźniki agregatowe mające całościowo oceniać gotowość do wdrażania, wdrażanie lub efekty Przemysłu 4.0. Są one opracowywane przez organizacje konsultingowe lub autorów artykułów naukowych. Przegląd informacji w tym zakresie wskazuje na różnorodność propozycji i ich adresatów. Poniżej przedstawiono wybrane indeksy reprezentujące główne grupy konstrukcji metodologicznych.

W 2014 r. doradcy strategiczni Rolanda Bergera (Blanchet i in., 2014) przedstawili wskaźnik oceny gotowości krajów do wdrożenia Przemysłu 4.0 (Roland Berger Industry 4.0 Readiness Index). Do jego konstrukcji wykorzystano dwie grupy zmiennych:

- doskonałość przemysłu (poziom skomplikowania procesu produkcyjnego, poziom automatyzacji produkcji, gotowość pracowników do wdrażania nowych rozwiązań, intensywność innowacji);
- sieć wartości (wartość dodana tworzona przez zaawansowany przemysł, otwartość przemysłu, sieć innowacji, nowoczesny internet).

Z kolei wskaźnik gotowości do wdrażania inteligentnego przemysłu (Smart Industry Readiness Index – SIRI), przygotowany przez TÜV SÜD (2019), obejmuje trzy sfery, w ramach których uwzględniane są bardziej szczegółowe elementy:

- proces: operacje, łańcuch dostaw, cykl życia produktu;

- technologia: inteligencja kadry, łączność, automatyzacja;
- organizacja: struktura i zarządzanie, wykorzystanie talentów pracowników.

Według tej metodologii grupa Economic Development Board Singapore, w kooperacji z TÜV SÜD, wyliczyła wskaźnik gotowości do wdrożenia Przemysłu 4.0 dla Singapuru (The Singapore Smart Industry Readiness Index; Singapore Economic Development Board, 2017).

Nick i Pongrácz (2016) zaproponowali wskaźnik inteligentnej współpracy (Smart Collaboration Index), zasadniczo przeznaczony do oceny miast, który jednak może być wykorzystywany również w przypadku innych jednostek terytorialnych. Wskaźnik ten obejmuje trzy wymiary:

- działalność i możliwość wzrostu;
- ocenę następujących elementów: przemysł motoryzacyjny, ludzie, środowisko i regulacje ekonomiczne, nauka i ich współdziałanie;
- ocenę elementów wymienionych wyżej w zakresie warunków wstępnych, zarządzania, inteligentnych systemów i wyników działalności.

Grupa acatechSTUDY przedstawiła wskaźnik dojrzałości do Przemysłu 4.0 (Industrie 4.0 Maturity Index) w publikacji o znaczącym podtytule *Zarządzanie cyfrową transformacją firm* (Schuh i in., 2017). Wskaźnik obejmuje cztery obszary strukturalne: zasoby, systemy informacyjne, strukturę organizacyjną oraz kulturę działania, w ramach których określono szczegółowe zagadnienia. Służy do oceny sytuacji danej firmy, a na tej podstawie można ustalić sposób wdrażania rozwiązań Przemysłu 4.0.

Bardzo konkretną propozycję wskaźnika Przemysłu 4.0 (Industry 4.0 Index) przedstawili Atik i Ünlü (2019). Wykorzystali 10 zmiennych (wartości wszystkich zmiennych wyrażone są w procentach liczby przedsiębiorstw ogółem), charakteryzujących następujące przedsiębiorstwa:

- mające systemy ERP (Enterprise Resource Planning – system planowania zasobów przedsiębiorstwa);
- zarządzające relacjami z klientami;
- dzielące się informacjami na temat łańcucha dostaw;
- wykorzystujące urządzenia do mobilnego łączenia się z internetem;
- przyjmujące zamówienia online;
- wykorzystujące programy CRM (Consumer Relationship Management – system zarządzania relacjami z klientami);
- wykorzystujące systemy ERP do wspólnego korzystania z informacji przez różne jednostki funkcjonalne;
- mające dostęp do internetu szerokopasmowego;
- wykorzystujące internet do komunikacji z administracją państwową;
- korzystające z obliczeń w chmurze.

Autorzy wyliczyli wartość wskaźnika dla 33 krajów europejskich. Wykorzystali dane za lata 2015 i 2016 (w niektórych przypadkach również za lata 2013 i 2014) pochodzące z bazy Eurostatu oraz urzędu statystycznego Turcji.

Kleszcz i Nowak (2020) oceniały konkurencyjność krajów Unii Europejskiej ze względu na poziom cyfryzacji. Według autorek „Obecnie, w dobie czwartej rewolucji przemysłowej, wdrażanie nowoczesnych technologii to dla przedsiębiorstw podstawowa szansa na rozwój” (Kleszcz i Nowak, 2020, s. 28). W badaniu wykorzystały cztery wskaźniki służące do oceny poziomu cyfryzacji:

- europejski wskaźnik gospodarki cyfrowej i społeczeństwa cyfrowego (Digital Economy and Society Index – DESI), obejmujący pięć obszarów: łączność (waga 25%), kapitał ludzki (25%), korzystanie z internetu (15%), integrację technologii cyfrowych (20%) i cyfrowe usługi publiczne (15%);
- filar 9 globalnego wskaźnika konkurencyjności (9th pillar of Global Competitiveness Index – GCI Pillar 9), służący do oceny gotowości technologicznej do wdrożenia rozwiązań Przemysłu 4.0;
- wskaźnik gotowości sieciowej (Network Readiness Index – NRI), obejmujący cztery podwskaźniki: stan środowiska społeczno-gospodarczego, stan gotowości do wykorzystania ICT (ang. *information and communication technologies* – technologie informacyjno-komunikacyjne), stan wykorzystania tych technologii oraz skutki ich wykorzystania;
- wskaźnik poziomu dobrobytu w postaci rzeczywistej konsumpcji indywidualnej (Actual Individual Consumption – AIC).

Z powodu braku aktualnych danych informacje wykorzystane w tej pracy pochodziły z okresu 2014–2017.

Analizę zróżnicowania wykorzystania ICT w krajach UE przeprowadziła Wojnar (2020). Autorka przedstawiła szeroki przegląd literatury i wyników badań dotyczących tych technologii. W badaniu wykorzystwała 15 zmiennych opisujących: dostęp do internetu, dostęp do internetu szerokopasmowego, dostęp do internetu poza domem i miejscem pracy za pośrednictwem urządzeń mobilnych, dostęp do komputera w domu, regularne korzystanie z internetu, czytanie internetowych serwisów informacyjnych, wysyłanie i odbieranie poczty elektronicznej, korzystanie z serwisów społecznościowych, zakupy przez internet, korzystanie z bankowości internetowej, wyszukiwanie usług turystycznych przez internet, poszukiwanie pracy przez internet, wyszukiwanie informacji na stronach administracji publicznej, wypełnianie formularzy przez internet i umiejętności cyfrowe. Jak widać, dotyczą one społeczeństwa jako całości, a nie samego przemysłu.

Włoski ośrodek badawczy Antares (2017) zaproponował regionalny wskaźnik Przemysłu 4.0 (Regio-Industry 4.0 Index), przy czym podtytuł lakonicznej (czterostronicowej) publikacji ujawnia, że w istocie chodzi o przygotowanie regionów UE

do wdrożenia Przemysłu 4.0. Analizą objęto 61 wybranych regionów UE z poziomu NUTS 2. Autorzy podają tylko przykładowe zmienne wykorzystane w analizie, tj.: procent zatrudnionych w przemyśle zaawansowanych technologii, procent patentów z zakresu zaawansowanych technologii, przyrost produkcji w tej sferze w latach 2011–2015 oraz zatrudnienie w przemyśle. Wskaźnik globalny wykorzystuje reszty modelu regresji, w którym zmienną objaśnianą jest zatrudnienie w przemyśle zaawansowanych technologii. Ponieważ jednak nie podano szczegółów metodologicznych, trudno rzetelnie ocenić jakość uzyskanych rezultatów.

Firma Horizons ETFs (b.r.) uruchomiła w listopadzie 2018 r. Horizons Industry 4.0 Index ETF, nazwany FOUR, jako wskaźnik giełdowy. Firma, która chce się w nim znaleźć, musi spełniać szereg kryteriów. Jednym z nich jest przeciętny dzienny obrót w wysokości co najmniej 2 mln dolarów, liczony dla jednego miesiąca w okresie ostatniego półrocza. Wskaźnik obejmuje informacje z zakresu czterech kategorii: zaawansowanej robotyzacji, internetu rzeczy, wykorzystania chmury obliczeniowej i big data oraz rozszerzonej rzeczywistości i druku trójwymiarowego.

Vrchota i Pech (2019) zaproponowali wskaźnik gotowości do wdrożenia rozwiązań Przemysłu 4.0 dla Czech (Readiness of Enterprises in Czech Republic to Implement Industry 4.0: Index of Industry 4.0). W dwóch seriach badań ankietowych, w latach 2018 i 2019, zebrali informacje łącznie od 276 przedsiębiorstw. Zmienne, które wykorzystali, obejmowały: zbieranie danych przez firmę, przechowywanie danych w chmurze, analizę danych, zatrudnienie właściwych fachowców, infrastrukturę informatyczną, systemy informatyczne, łączność pomiędzy maszynami, wykorzystanie robotów, terminale mobilne, wykorzystanie programów uczących się, dzielenie się danymi z dostawcami oraz wykorzystanie wirtualnej rzeczywistości. Na podstawie tych zmiennych i po zastosowaniu analizy czynnikowej wyodrębnili trzy czynniki. Cztery z rozpatrywanych zmiennych – pojazdy autonomiczne, druk trójwymiarowy, nanotechnologia oraz stosowanie dronów – nie wniosły istotnego wkładu do żadnego z czynników. Oznacza to, że te zmienne nie są skorelowane z innymi, a zjawiska, które opisują, wywierają niezależny wpływ na gotowość do wdrożenia rozwiązań Przemysłu 4.0.

W celu wyliczenia niemieckiego wskaźnika Przemysłu 4.0 (German Industry 4.0 Index) grupa Staufen (2019) przeprowadziła w lipcu 2019 r. badanie obejmujące 323 niemieckie firmy. Wskaźnik ten składa się z dwóch wskaźników częściowych: wskaźnika inteligentnej fabryki oraz wskaźnika inteligentnego biznesu. Obydwa są wyliczane na podstawie odpowiedzi na relatywnie ogólne pytania, a wynik dotyczy całego kraju. Pierwszy ze wskaźników częściowych jest liczony od 2014 r., co pozwala na ocenę rozwoju gospodarki w zakresie wdrażania inteligentnych elementów fabryk. W tym czasie jego wartość wzrosła z 16 do 45. Drugi wskaźnik policzono tylko dla lat 2018 (wartość 35) oraz 2019 (wartość 32).

Wydaje się, że na ogół w literaturze przedmiotu i opracowaniach komercyjnych oraz w środowiskach przemysłowych panuje zgoda co do elementów składających się na zjawisko Przemysłu 4.0. Gorzej jest z gromadzeniem informacji statystycznych dotyczących różnych aspektów Przemysłu 4.0, ujętych w pięć faz:

- stan informatyzacji społeczeństwa;
- gotowość przemysłu do wdrożenia rozwiązań Przemysłu 4.0;
- wdrażanie i stosowanie elementów Przemysłu 4.0;
- efekty obserwowane w przedsiębiorstwach;
- efekty społeczne.

Wiele omawianych wskaźników Przemysłu 4.0 zawiera określenie *gotowość* (*readiness*), a więc koncentruje się na fazie drugiej. Komercyjny charakter większości tych propozycji powoduje jednak, że opisy są bardzo ogólnikowe i trudno doszukać się zbioru konkretnych zmiennych i metodologii konstrukcji wskaźnika.

3. Metoda badania

Przegląd metod wyliczania wskaźników agregatowych oraz sporządzania rankingów, z uwzględnieniem perspektywy historycznej, różnych podejść oraz najnowszych propozycji, przedstawił Sokołowski (2019). W rozważaniach podjętych w niniejszym artykule zastosowano dwie metody – klasyczną i iteracyjną. Pierwsza, ostatnio najpopularniejsza, opisana jest m.in. w podręczniku OECD (2008). Punkt wyjścia stanowi tu ustalenie kryterium ogólnego, według którego ma być sporządzany ranking, ewentualnie również kryteriów (sfer) podrzędnych, stanowiących uszczegółowienie kryterium ogólnego. Potem wybiera się zmienne logicznie powiązane z kryterium ogólnym, których wartości są dostępne. Zazwyczaj takie zmienne diagnostyczne są albo stymulantami (im większe wartości zmiennej, tym lepsza sytuacja obiektów pod kątem kryterium ogólnego), albo destymulantami (preferowane są mniejsze wartości zmiennych). Rzadziej wykorzystuje się nominanty, czyli zmienne o znanym poziomie lub przedziale optymalnym, od którego odchylenie w dowolną stronę jest uważane za niekorzystne. W kolejnym kroku zmienne sprowadza się do form porównywalnych. Najpopularniejsze są trzy podejścia w tym zakresie: normalizacja, standaryzacja i przekształcenia ilorazowe. W niniejszej pracy wykorzystano normalizację prowadzącą do tego, że wartości przekształconej zmiennej należą do przedziału $[0, 1]$, a ponieważ wszystkie zmienne miały charakter stymulant, wzór ma postać

$$x_{ij}^* = \frac{x_{ij} - \min_i \{x_{ij}\}}{\max_i \{x_{ij}\} - \min_i \{x_{ij}\}}, \quad (1)$$

gdzie:

i – numer zmiennej,

j – numer obiektu (regionu),

x_{ij} – oryginalna wartość zmiennej.

Kluczowy element w sporządzaniu rankingu stanowi ustalenie wag przypisywanych poszczególnym zmiennym. Najlepszą metodą wiodącą do tego celu jest przyjęcie wag zaproponowanych przez kompetentnych ekspertów, a najgorszą – liczenie wag z danych, szczególnie przy wykorzystaniu współczynnika zmienności. Niewątpliwie najpopularniejszym podejściem jest stosowanie wag równych. W pracy przyjęto równe wagi dla wszystkich podkryteriów (było ich 10), a w ramach podkryterium wagi dzielono przez liczbę zmiennych w danym podkryterium, tak aby suma wag była równa 0,1. Wartość wskaźnika agregatowego ustalano w sposób addytywny, licząc średnią ważoną ze znormalizowanych zmiennych według wzoru

$$W_j = 100 \cdot \frac{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}^*}{\sum_{i=1}^m v_i}, \quad (2)$$

gdzie:

m – liczba zmiennych,

x_{ij}^* – znormalizowana wartość zmiennej,

v_i – waga zmiennej i ,

W_j – wskaźnik agregatowy dla regionu o numerze j .

Wartości odniesienia w procedurze normalizacji, czyli minimalna i maksymalna wartość zmiennej, mogą – przy obserwacjach odstających – powodować niepożądane ważenie cech poprzez wprowadzanie nadmiernej asymetrii (rozkładu i położenia średniej). Ten efekt można wyeliminować dzięki zastosowaniu procedury iteracyjnej (Sokołowski i Markowska, 2017). Jest to procedura krokowa, która rozpoczyna się od znalezienia najlepszego obiektu. Następnie usuwa się go z analizowanego zbioru i ustala kolejny najlepszy obiekt, któremu jest przyporządkowywana ranga 2. W każdym kolejnym kroku ustalony zostaje obiekt najlepszy spośród pozostałych w analizie. Punkty odniesienia (minima i maksima) w procedurze normalizacji mogą (choć nie muszą) się zmieniać. Wartość wskaźnika agregatowego ustalana jest malejąco od wartości obiektu najlepszego w stosunku do wskaźników sąsiednich obiektów w ich ostatnim wspólnym wystąpieniu w malejącym zbiorze procedury iteracyjnej.

Ranking opracowano na podstawie wyników eksperymentalnego badania przeprowadzonego przez GUS w listopadzie 2019 r., którego przedmiotem było dostosowanie przedsiębiorstw do wymogów gospodarczych czwartej rewolucji przemysłowej

i które dotyczyło 2019 r. W raporcie z badania (GUS, 2020) opisano wyróżniki Przemysłu 4.0, trendy inteligentnej produkcji oraz rozwojowe perspektywy badawcze. Szczegółowo i przekonująco uargumentowano dobór podmiotowy działów działalności gospodarczej w ramach sekcji C Przetwórstwo przemysłowe, spośród których wybrano przedsiębiorstwa zatrudniające co najmniej 10 osób, określone mianem *przedsiębiorstw istotnych dla Przemysłu 4.0*. Badanie objęło 5515 jednostek. Z zakresu przedmiotowego badania do agregatowego wskaźnika Przemysłu 4.0 autorzy niniejszego artykułu zdecydowali się wybrać 10 pozycji określanych mianem podkryteriów, a w ramach tych podkryteriów – łącznie 21 zmiennych (zob. zestawienie).

Zestawienie podkryteriów, zmiennych i ich wag wykorzystanych do konstrukcji agregatowego wskaźnika Przemysłu 4.0

Podkryteria	Numer i nazwa zmiennej	Waga
Wykorzystanie oprogramowania typu ERP	1 – przedsiębiorstwa, w których działania ze zbioru obejmującego pełen cykl życia wyrobu są realizowane przez ERP lub inny system informatyczny wdrożony w przedsiębiorstwie	0,100
Wykorzystanie chmury obliczeniowej	2 – przedsiębiorstwa wykorzystujące chmurę obliczeniową ogółem	0,050
	3 – przedsiębiorstwa przechowujące swoje zasoby danych cyfrowych lub korzystające z usług zewnętrznej chmury obliczeniowej kontrolowanej przez dostawców usług internetowych	0,025
	4 – przedsiębiorstwa posiadające własną bazę serwerową, za pomocą której korzystają z technologii chmury	0,025
Wykorzystanie rozwiązań z zakresu internetu rzeczy	5 – przedsiębiorstwa wykorzystujące technologie internetu rzeczy	0,100
Analizowanie dużych woluminów danych	6 – przedsiębiorstwa pozyskujące dane typu big data	0,100
Zastosowanie technologii wykorzystujących sztuczną inteligencję	7 – przedsiębiorstwa wykorzystujące sztuczną inteligencję w działalności produkcyjnej	0,100
Redukcja kosztów związana z wdrożeniem technologii Przemysłu 4.0	8 – redukcja kosztów związana z zastosowaniem chmury obliczeniowej	0,025
	9 – redukcja kosztów związana z zastosowaniem internetu rzeczy	0,025
	10 – redukcja kosztów związana z zastosowaniem big data	0,025
	11 – redukcja kosztów związana z zastosowaniem sztucznej inteligencji	0,025
Zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów	12 – zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem chmury obliczeniowej	0,025
	13 – zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem internetu rzeczy	0,025
	14 – zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem big data	0,025
	15 – zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem sztucznej inteligencji	0,025

Zestawienie podkryteriów, zmiennych i ich wag wykorzystanych do konstrukcji agregatowego wskaźnika Przemysłu 4.0 (dok.)

Podkryteria	Numer i nazwa zmiennej	Waga
Zastosowanie rozwiązań indywidualizacji produkcji	16 – przedsiębiorstwa posiadające stronę internetową lub aplikację, która pozwala klientowi elastycznie kształtować indywidualne cechy zamawianego wyrobu i zlecać indywidualne cechy zamawianego wyrobu i zlecać indywidualne komponowanie zamówienia	0,034
	17 – przedsiębiorstwa, w których indywidualnie komponowane zamówienia klientów są automatycznie (bez pośrednictwa człowieka) przetwarzane i zlecane na linię produkcyjną przedsiębiorcy	0,033
	18 – przedsiębiorstwa, których klient ma możliwość śledzenia online postępów realizacji indywidualnie komponowanego zamówienia	0,033
Produkcja maszyn i urządzeń dla Przemysłu 4.0	19 – przedsiębiorstwa produkujące maszyny lub urządzenia o funkcjonalnościach charakterystycznych dla Przemysłu 4.0	0,100
Nakłady inwestycyjne	20 – przedsiębiorstwa, w których poziom nakładów ogółem związanych z wdrożeniem/utrzymaniem/rozbudową technologii charakterystycznych dla Przemysłu 4.0 wzrósł w ciągu ostatnich 2 lat	0,050
	21 – przedsiębiorstwa planujące w ciągu najbliższych 2 lat inwestycję w rozbudowę i rozwój technologii charakterystycznych dla Przemysłu 4.0	0,050

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2020).

Wszystkie zmienne wyrażone są jako odsetek przedsiębiorstw spełniających dane kryterium spośród przedsiębiorstw istotnych dla Przemysłu 4.0, czyli przedsiębiorstw z gałęzi: przemysł elektromaszynowy, przemysł motoryzacyjny, przemysł lotniczy i produkcja AGD.

4. Ranking polskich regionów NUTS 2

W ustalaniu rankingu pod względem wdrażania rozwiązań z zakresu Przemysłu 4.0 przez regiony szczebla NUTS 2 (obecnie wyróżnia się 17 regionów; European Commission, 2016, 2019) wykorzystano klasyczną oraz iteracyjną metodę obliczania wskaźnika agregatowego. Regiony zostały uporządkowane ze względu na dostosowanie przedsiębiorstw do wymogów czwartej rewolucji przemysłowej. Wyniki przedstawiono w tabl. 1.

Jak widać, obie klasyfikacje są niemal identyczne – tylko wojewódzwa dolnośląskie i pomorskie zamieniły się miejscami – co świadczy o pewnej stabilności rankingu, niezależnie od stosowanej metody. Wartości wskaźników agregatowych też były bardzo zbliżone – jedynie w przypadku woj. kujawsko-pomorskiego różnica wynio-

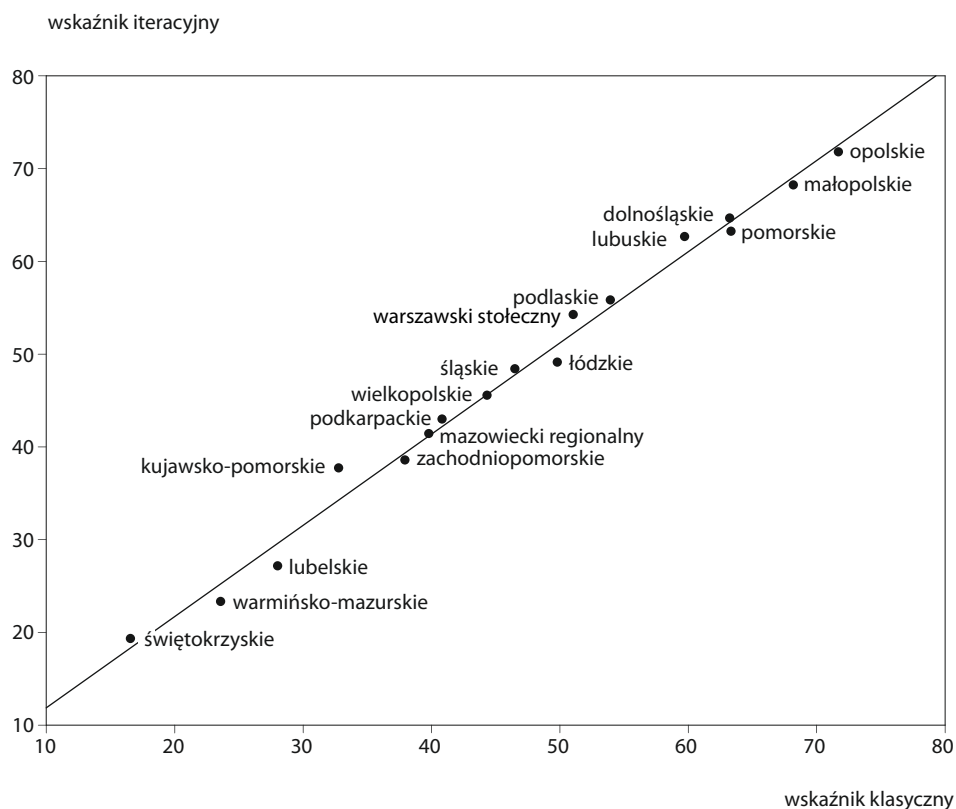
sła 5, a dla pozostałych regionów nie przekraczała 3. Ranking wraz z wartościami wskaźników agregatowych zaprezentowano na wykresie.

Tabl. 1. Ranking polskich regionów NUTS 2 według stopnia wdrażania rozwiązań charakterystycznych dla Przemysłu 4.0

Regiony (województwa i ich części)	Metoda			
	klasyczna		iteracyjna	
	wskaźnik agregatowy	pozycja	wskaźnik agregatowy	pozycja
Dolnośląskie	63	4	65	3
Kujawsko-pomorskie	33	14	38	14
Lubelskie	28	15	27	15
Lubuskie	60	5	63	5
Łódzkie	50	8	49	8
Małopolskie	68	2	68	2
Warszawski stołeczny	51	7	54	7
Mazowiecki regionalny	40	12	41	12
Opolskie	72	1	72	1
Podkarpackie	41	11	43	11
Podlaskie	54	6	56	6
Pomorskie	63	3	63	4
Śląskie	47	9	48	9
Świętokrzyskie	17	17	19	17
Warmińsko-mazurskie	24	16	23	16
Wielkopolskie	44	10	45	10
Zachodniopomorskie	38	13	39	13

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki rankingu są nieco zaskakujące. Dziwić może przede wszystkim pierwsza pozycja woj. opolskiego. W porównaniu z opublikowanym w 2019 r. rankingiem innowacyjności (Regional Innovation Scoreboard – RIS; European Commission, b.r.) niekorzystnie wypadły m.in. regiony: warszawski stołeczny – pierwszy wśród polskich regionów w rankingu RIS (umiarkowany innowator+), woj. podkarpackie, które zajmuje trzecią pozycję w tym rankingu (umiarkowany innowator–), czy wielkopolskie – szóste (umiarkowany innowator). Województwo opolskie znajduje się w tym rankingu na 15. pozycji w grupie polskich regionów szczebla NUTS 2, a wraz z województwami: zachodniopomorskim, lubuskim, podlaskim i warmińsko-mazurskim stanowi niemal najsłabszą z uwagi na poziom innowacyjności grupę nazwaną skromnymi (*modest*) innowatorami.

Wykres. Rozkład polskich regionów NUTS 2 według wskaźników agregatowych

Źródło: opracowanie własne.

Aby wyjaśnić pozycję woj. opolskiego w przedstawionym rankingu, przeprowadzono analizę ekstremalnych wartości poszczególnych zmiennych wskazanych w zestawieniu. Wyniki analizy przedstawiono w tabl. 2.

Tabl. 2. Wartości maksymalne i minimalne zmiennych

Podkryteria i numery zmiennych		Maksimum – region	Minimum – region
Wykorzystanie oprogramowania typu ERP	1	72,9 – opolskie	51,7 – podlaskie
	2	38,3 – zachodniopomorskie	19,0 – podlaskie
Wykorzystanie chmury obliczeniowej	3	29,2 – pomorskie	8,0 – lubelskie
	4	30,9 – pomorskie	9,8 – świętokrzyskie
Wykorzystanie rozwiązań z zakresu internetu rzeczy	5	49,2 – lubuskie	36,9 – kujawsko-pomorskie
Analizowanie dużych woluminów danych	6	22,9 – opolskie	7,8 – świętokrzyskie

Tabl. 2. Wartości maksymalne i minimalne zmiennych (dok.)

Podkryteria i numery zmiennych		Maksimum – region	Minimum – region
Zastosowanie technologii wykorzystujących sztuczną inteligencję	7	17,2 – dolnośląskie	2,0 – świętokrzyskie
	8	22,9 – opolskie	5,6 – warmińsko-mazurskie
Redukcja kosztów związana z wdrożeniem technologii Przemysłu 4.0	9	37,5 – opolskie	9,8 – świętokrzyskie
	10	10,4 – opolskie	0,0 – warmińsko-mazurskie
	11	10,3 – małopolskie	0,0 – świętokrzyskie
Zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów	12	8,3 – opolskie	0,0 – lubelskie, mazowiecki regionalny, warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie
	13	6,3 – opolskie	0,0 – świętokrzyskie
	14	3,5 – podlaskie	0,0 – kujawsko-pomorskie, lubelskie, łódzkie, mazowiecki regionalny, pomorskie, śląskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie
	15	2,1 – małopolskie	0,0 – dolnośląskie, łódzkie, mazowiecki regionalny, opolskie, podlaskie, pomorskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie
	16	23,0 – mazowiecki regionalny	0,0 – lubelskie
Zastosowanie rozwiązań indywidualizacji produkcji	17	5,2 – podlaskie	0,0 – warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie
	18	7,0 – łódzkie	0,0 – lubelskie
Produkcja maszyn i urządzeń dla Przemysłu 4.0	19	21,7 – pomorskie	10,3 – zachodniopomorskie
Nakłady inwestycyjne	20	41,7 – opolskie	13,0 – warmińsko-mazurskie
	21	62,5 – opolskie	39,2 – świętokrzyskie

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2020).

W woj. opolskim odnotowano najwyższe wartości dziewięciu zmiennych. Szczególną uwagę zwraca najwyższy odsetek przedsiębiorstw ze względu na: redukcję kosztów związaną z wdrożeniem technologii Przemysłu 4.0, takich jak zastosowanie chmury obliczeniowej, internetu rzeczy i big data, zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem chmury obliczeniowej oraz internetu rzeczy, oba wskaźniki z zakresu nakładów inwestycyjnych, wykorzystanie oprogramowania typu ERP, analizowanie dużych woluminów danych. W przypadku wskaźników: zatrudnienie nowych, wysoko wykwalifikowanych specjalistów związane z zastosowaniem big data, przedsiębiorstwa wykorzystujące chmurę obliczeniową oraz przedsiębiorstwa wykorzystujące technologie internetu rzeczy region ten plasował się w pierwszej piątce (odpowiednio na 2., 4. i 5. miejscu).

W opracowaniu Becker (2018), w którym oceniano wykorzystanie ICT w przedsiębiorstwach, region opolski zajął drugie miejsce w rankingu, tuż za mazowieckim

(w obydwu rankingach region świętokrzyski był ostatni). Pod uwagę wzięto takie kryteria, jak:

- infrastruktura ICT: zdalny (przez internet) dostęp do poczty elektronicznej, dokumentów lub aplikacji; dostęp do internetu poprzez łącze szerokopasmowe; wykorzystanie pakietów oprogramowania ERP lub CRM; zakup usług w chmurze obliczeniowej; formalnie zdefiniowana polityka bezpieczeństwa informatycznego;
- outsourcing: utrzymanie infrastruktury ICT; wsparcie w zakresie oprogramowania biurowego; wsparcie w zakresie oprogramowania/systemów zarządzania biznesowego; wsparcie w zakresie rozwiązań typu Web; zapewnienie bezpieczeństwa i ochrona danych;
- funkcje serwisów internetowych: stosowanie polityki prywatności; prezentacja produktów, towarów lub usług oraz cenników; sprawdzanie stanu realizacji online; umożliwienie zamawiania produktów według własnej specyfikacji; personalizacja zawartości strony dla częstych/stałych użytkowników; wysyłanie faktur elektronicznych; prowadzenie e-sprzedaży przez stronę internetową lub aplikacje mobilne;
- elektroniczna wymiana danych z podmiotami zewnętrznymi: wykorzystywanie mediów społecznościowych; wykorzystywanie internetu w kontaktach z administracją publiczną; otrzymywanie faktur elektronicznych; dokonywanie e-zakupów przez stronę internetową, aplikacje mobilne lub wiadomości typu EDI (Electronic Data Interchange – elektroniczna wymiana danych).

Bezpośrednie porównywanie obu rankingów jest nieuprawnione, chociażby z uwagi na prezentację przez GUS danych w obecnym układzie NUTS 2 (European Commission, 2016), w którym woj. mazowieckie podzielone jest na region warszawski stołeczny i mazowiecki regionalny, czy ze względu na przyjęty zestaw zmiennych.

5. Podsumowanie

Wyznaczenie rankingu polskich regionów szczebla NUTS 2 z punktu widzenia wdrażania i efektów rozwiązań charakterystycznych dla Przemysłu 4.0 było możliwe dzięki badaniu przeprowadzonemu przez GUS i opublikowaniu opracowania zawierającego wyniki tego badania również w ujęciu przestrzennym. Badanie GUS miało charakter pilotażowy i tak też należy traktować zaproponowany ranking. Wyniki uzyskane przy zastosowaniu metod klasycznej i iteracyjnej były bardzo zbliżone. Polem do dyskusji jest z pewnością wybór odpowiednich cech oraz wag im przyporządkowanych. W sumie uwzględniono 10 obszarów charakteryzujących Przemysł 4.0, a w ich ramach – 21 cech statystycznych.

Wyniki porządkowania regionów należy uznać za raczej niespodziewane, głównie za sprawą najwyższej pozycji woj. opolskiego. Jednak szczegółowa analiza wartości

zmiennych wykorzystanych do oceny regionów pod względem dostosowania przedsiębiorstw do wymogów czwartej rewolucji przemysłowej wykazała, że w opolskim w przypadku dziewięciu zmiennych były to wartości najwyższe, a w trzech były to udziały plasujące ten region w pierwszej piątce polskich regionów NUTS 2.

W celu dalszej oceny otrzymanego uporządkowania konieczne są analizy z perspektywy dynamicznej, związane m.in. z pozycją poszczególnych regionów. Jednak obecnie w zasobach danych GUS nie ma informacji niezbędnych do porównań dynamicznych – dostępne są jedynie wyniki badania eksperymentalnego, na których oparto obliczenia omówione w niniejszym artykule.

Źródło finansowania

Praca została wykonana w ramach programu Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego „Regionalna Inicjatywa Doskonałości” w latach 2019–2022, nr projektu: 021/RID/2018/19, kwota dofinansowania 11 897 131,40 zł.

Bibliografia

- Antares. (2017). *Regio-Industry 4.0 Index: How EU regions prepare to Industry 4.0*. Forlì.
- Atik, H., Ünlü, F. (2019). The Measurement of Industry 4.0 Performance through Industry 4.0 Index: An Empirical Investigation for Turkey and European Countries. *Procedia Computer Science*, 158, 852–860. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2019.09.123>.
- Becker, A. (2018). Wykorzystanie technologii informacyjno-telekomunikacyjnych w przedsiębiorstwach w ujęciu wojewódzkim. *Wiadomości Statystyczne*, 63(3), 69–82. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2018/3/069-082>.
- Blanchet, M., Rinn, T., von Thaden, G., de Thieulloy, G. (2014). *Industry 4.0: The new industrial revolution. How Europe will succeed*. Monachium: Roland Berger Strategy Consultants GmbH. Pobrane z: https://www.rolandberger.com/publications/publication_pdf/roland_berger_tab_industry_4_0_20140403.pdf.
- Desoutter. (2020). *Rewolucja przemysłowa – od Przemysłu 1.0 do Przemysłu 4.0*. Pobrane z: <https://www.desouttertools.pl/przemysl-4-0/wiadomosci/606/rewolucja-przemyslowa-od-przemyslu-1-0-do-przemyslu-4-0>.
- European Commission. (b.r). *Regional Innovation Scoreboard*. Pobrane z: https://ec.europa.eu/growth/industry/policy/innovation/regional_en.
- European Commission. (2016). Commission Regulation (EU) 2016/2066 of 21 November 2016 amending the annexes to Regulation (EC) No 1059/2003 of the European Parliament and of the Council on the establishment of a common classification of territorial units for statistics (NUTS). Pobrane z: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32016R2066&from=EN>.
- European Commission. (2017). *Digital Transformation Monitor. Germany: Industrie 4.0*. Pobrane z: https://ec.europa.eu/growth/tools-databases/dem/monitor/sites/default/files/DTM_Industrie%204.0.pdf.

- European Commission. (2019). Commission Delegated Regulation 2019/1755 of 8 August 2019 amending the Annexes to Regulation (EC) No 1059/2003 of the European Parliament and of the Council on the establishment of a common classification of territorial units for statistics (NUTS). Pobrane z: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32019R1755&from=EN>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2020). *Wypracowanie metodologii oraz badanie stopnia dostosowania wybranych przedsiębiorstw do wymogów gospodarczych, jakie stawia czwarta fala rewolucji przemysłowej (Przemysł 4.0)*. Warszawa. Pobrane z: <https://stat.gov.pl/statystyki-eksperymentalne/badania-i-rozwoj-innowacyjnosc-spoleczenstwo-informacyjne/wypracowanie-metodologii-oraz-badanie-stopnia-dostosowania-wybranych-przedsiębiorstw-do-wymogow-gospodarczych-jakie-stawia-czwarta-fala-rewolucji-przemyslowej-przemysl-4-0,13,1.html>.
- Horizons ETFs. (b.r.). *Horizons Industry 4.0 Index ETF*. Pobrane z: <https://www.horizonsetfs.com/ETF/FOUR>.
- Kang, H. S., Lee, J. Y., Choi, S., Kim, H., Park, J. H., Son, J. Y., Kim, B. H. (2016). Smart manufacturing: past research, present findings, and future directions. *International Journal of Precision Engineering and Manufacturing-Green Technology*, 3(1), 111–128. <https://doi.org/10.1007/s40684-016-0015-5>.
- Kleszcz, A., Nowak, E. (2020). Konkurencyjność krajów Unii Europejskiej ze względu na poziom cyfryzacji. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 65(5), 27–44. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2020/5/027-044>.
- Liao, Y., Deschamps, F., de Freitas Rocha Loures, E., Ramos, L. F. P. (2017). Past, present and future of Industry 4.0 – a systematic literature review and research agenda proposal. *International Journal of Production Research*, 55(12), 3609–3629. <https://doi.org/10.1080/00207543.2017.1308576>.
- Nick, G., Pongrácz, F. (2016). How to measure Industry 4.0 readiness of cities. *Scientific Proceedings I International Scientific Conference "Industry 4.0" 2016*, 24(2), 64–68. Pobrane z: <http://industry-4.eu/winter/sbornik/2016/2/16.HOW%20TO%20MEASURE%20INDUSTRY%204.0%20READINESS%20OF%20CITIES.pdf>.
- OECD. (2008). *Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide*. Pobrane z: <https://www.oecd.org/sdd/42495745.pdf>.
- Schuh, G., Anderl, R., Gausemeier, J., ten Hompel, M., Wahlster, W. (Eds.). (2017). *Industrie 4.0 Maturity Index: Managing the Digital Transformation of Companies*. Munich: Herbert Utz Verlag. Pobrane z: <https://en.acatech.de/publication/industrie-4-0-maturity-index-managing-the-digital-transformation-of-companies/>.
- Singapore Economic Development Board. (2017). *The Singapore Smart Industry Readiness Index*. Pobrane z: [https://www.edb.gov.sg/content/dam/edb-en/about-edb/media-releases/news/the-smart-industry-readiness-index/the-sg-smart-industry-readiness-index-whitepaper%20\(1\).pdf](https://www.edb.gov.sg/content/dam/edb-en/about-edb/media-releases/news/the-smart-industry-readiness-index/the-sg-smart-industry-readiness-index-whitepaper%20(1).pdf).
- Sokołowski, A. (2019, March 16–20). *Composite Indicators and Rankings* [invited speech]. European Conference on Data Analysis, Bayreuth, Germany.
- Sokołowski, A., Markowska, M. (2017). Iteracyjna metoda liniowego porządkowania obiektów wielocechowych. *Przegląd Statystyczny*, 64(2), 153–162. <https://ps.stat.gov.pl/Article/2017/2/153-162>.

- Staufen. (2019). *German Industry 4.0 Index 2019*. Köngen: Staufen AG. https://www.staufen.ag/fileadmin/HQ/02-Company/05-Media/2-Studies/STAUFEN.-Study-Industry-4-0-index-2019-en_.pdf.
- Strategia na rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju do roku 2020 (z perspektywą do 2030 r.)*. (2017). Dokument przyjęty uchwałą Rady Ministrów w dniu 14 lutego 2017 r. Pobrane z: <https://www.gov.pl/web/fundusze-regiony/informacje-o-strategii-na-rzecz-odpowiedzialnego-rozwoju>.
- TÜV SÜD. (2019). *Smart Industry Readiness Index*. Munich: TÜV SÜD. Pobrane z: <https://www.tuvsud.com/ko-kr/-/media/global/pdf-files/brochures-and-infosheets/tuvsud-smart-industry-readiness-index.pdf>.
- Ustawa z dnia 17 stycznia 2019 r. o Fundacji Platforma Przemysłu Przyszłości (Dz.U. 2019 poz. 9).
- Vrchota, J., Pech, M. (2019). Readiness of Enterprises in Czech Republic to Implement Industry 4.0: Index of Industry 4.0. *Applied Sciences*, 9(24). <https://doi.org/10.3390/app9245405>.
- Wojnar, J. (2020). Zróżnicowanie wykorzystania technologii informacyjno-komunikacyjnych w krajach Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 65(8), 39–56. <https://ws.stat.gov.pl/Article/2020/8/039-056>.

Wysoka cena prawdy w statystyce¹

Bohdan Wyżnikiewicz^a

Streszczenie. Naruszania niezależności urzędów statystycznych można się spodziewać ze strony reżimów totalitarnych i autorytarnych. Wyniki spisu ludności w ZSRR przeprowadzonego w 1937 r. rozczarowały Stalina, co pociągnęło za sobą represje wobec statystyków. Podobne, choć bardzo rzadkie przypadki zdarzają się jednak także w krajach demokratycznych w XXI w. Nieskuteczne naciski prezydenta Argentyny na obniżanie przez statystyków stopy inflacji skończyły się procesem wobec osoby zajmującej się szacowaniem inflacji w urzędzie statystycznym INDEC. Prezes greckiego urzędu statystycznego ELSTAT został w 2018 r. skazany za przekazanie do Eurostatu prawdziwych danych makroekonomicznych wskazujących na przyczyny kryzysu w tym kraju. Artykuł pokazuje, jak wysoką cenę mogą płacić statystycy za profesjonalną pracę ukazującą prawdę o rzeczywistości gospodarczej i społecznej. Trzeba pamiętać, że praca statystyka jest służbą publiczną, w której wielkie znaczenie ma postawa etyczna. Celem artykułu jest opisanie przypadków stosowania szykan wobec statystyków przez władze państwowe niektórych krajów za przedstawianie zgodnego z prawdą obrazu rzeczywistości społecznej lub gospodarczej.

Słowa kluczowe: niezależność statystyki, spis ludności w ZSRR, inflacja w Argentynie, kryzys w Grecji

JEL: C18, C69, H69

High price of the truth in statistics

Abstract. One can expect that totalitarian and authoritarian regimes will infringe the independence of national statistical institutions. The outcome of the 1937 census in Soviet Russia disappointed Stalin, which led to the statisticians having been faced with repression. Similar cases, although very rare, can also be observed in democratic countries in the 21st century. Argentinian president's ineffective pressure to lower the inflation rate resulted in criminal charges against the person responsible for estimating the inflation rate in the Argentinian National Institute of Statistics and Censuses (INDEC). In 2018, the head of the Hellenic Statistical Authority (ELSTAT) was prosecuted for sending true macroeconomic data that revealed the causes of the crisis in Greece to the Eurostat. The article shows what price statisticians have to pay sometimes for their diligent work which accurately reflects the economic and social reality. It has to be remembered that the work of statisticians is a civil service, where ethical attitude plays an important role. The aim of the article is thus to present instances of repression of statisticians by certain countries' state authorities for showing the real picture of the social or economic situation of a given country.

Keywords: independence of statistics, population census in Soviet Russia, inflation in Argentina, Greek crisis

¹ Artykuł został opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji naukowej *Metodologia Badań Statystycznych MET2019*, która odbyła się w dniach 3–5 lipca 2019 r. w Warszawie. / This article has been prepared on the basis of the speech given during the scientific conference *Methodology of Statistical Research MET2019*, 3–5 July 2019, Warsaw.

^a Instytut Prognoz i Analiz Gospodarczych Fundacja Naukowa; Główny Urząd Statystyczny, Gabinet Prezesa / Institute for Forecasting and Economic Analysis Scientific Foundation; Statistics Poland, Office of the President. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1756-0210>.

1. Wprowadzenie

„Misją statystyki publicznej jest dostarczanie wiarygodnych, rzetelnych, niezależnych oraz wysokiej jakości informacji statystycznych na temat stanu i zmian zachodzących w społeczeństwie, gospodarce i środowisku naturalnym, odpowiadających na potrzeby użytkowników krajowych i międzynarodowych”. Tak sformułowana treść misji Głównego Urzędu Statystycznego (GUS, 2018) oddaje istotę działalności statystyki publicznej. Zadaniem statystyki jest zatem przedstawianie obiektywnego i zgodnego z rzeczywistością – czyli prawdziwego i wyrażonego w liczbach – opisu rzeczywistości gospodarczej i społecznej przy pełnej niezależności i autonomii statystyki publicznej. Takie postawienie sprawy w społeczeństwie demokratycznym powinno być czymś oczywistym, naturalnym i oczekiwanym. Tymczasem nie tylko historia, lecz także współczesność zna przypadki karania i prześladowania statystyków, których badania przedstawiały prawdę z różnych powodów niewygodną dla władzy. Faktyczna liczba takich przypadków nie jest znana. W artykule opisano trzy z nich. Pierwszy dotyczy ZSRR, drugi – Argentyny, a trzeci – najgłośniejszy w ostatnich latach – współczesnej Grecji.

Znane są jeszcze inne przypadki o podobnym charakterze, takie jak skazanie na więzienie Anar Meshimbayejev, prezes urzędu statystycznego w Kazachstanie (Tarran, 2018b). W Kanadzie, gdzie urząd statystyczny ma opinię jednego z najlepszych w świecie, w 2020 i 2016 r. dwóch kolejnych prezesów urzędu statystycznego złożyło rezygnacje ze stanowiska w proteście przeciwko ingerencji władz w niezależność statystyki (Langkjær-Bain, 2017).

Polska statystyka w ostatnich stu latach nie doświadczyła przypadków karania statystyków za podawanie prawdy, jednakże w 1951 r., w czasach terroru stalinowskiego, kilku pracowników GUS zostało aresztowanych przez Urząd Bezpieczeństwa. Formalne powody, czas trwania i zasięg tych represji nie są znane. Aresztowania dotyczyły osób, które próbowały kontynuować działalność wydawniczą GUS. Za trzymaniom towarzyszyła rekwizycja materiałów statystycznych przygotowywanych do publikacji w roczniku statystycznym (Łazowska, 2017). W latach 1948–1951 ukazały się cztery jego wydania. Natomiast w latach 1952–1955, aż do maja 1956 r. – co z dzisiejszej perspektywy wydaje się nieprawdopodobne – GUS nie wydawał roczników statystycznych. W przedmowie do *Rocznika Statystycznego 1955* (GUS, 1956) napisano: „Pewne tematy nie zostały w *Roczniku* uwzględnione, niektóre zaś przedstawiono w sposób niewyczerpujący”.

System realnego socjalizmu przez cały czas trwania radził sobie z ukrywaniem prawdy, którą ujawniałyby dane statystyczne, w najprostszy możliwy sposób. Niewygodne dla władzy dane były mianowicie utajniane, a dostęp do nich mieli tylko nieliczni, ciesząc się zaufaniem władz. Wyniki niektórych badań były z założenia prze-

znaczane wyłącznie do wiadomości wąskiego grona ludzi władzy lub z nią związanych. Sprzyjało to poczuciu wyższości tej grupy wobec społeczeństwa i skłaniało ją do utrwalania takiej sytuacji. Ludzie władzy mieli uprzywilejowany dostęp nie tylko do artykułów deficytowych, lecz także do informacji. Przed 1989 r. prawdziwe dane o wartości polskiego zadłużenia zagranicznego w walutach wymienialnych były znane tylko garstce rządzących. Tymczasem w systemach demokratycznych obowiązuje bezwzględna zasada publikowania wyników wszystkich badań statystycznych, niezależnie od postawy władz.

Celem artykułu jest opisanie przypadków stosowania szykan wobec statystyków przez władze państwowe niektórych krajów za przedstawianie zgodnego z prawdą obrazu rzeczywistości społecznej lub gospodarczej.

2. Tragiczna historia Olimpiusza Kwitkina

Olimpiusz Aristarkowicz Kwitkin, urodzony w 1874 r. w rodzinie pułkownika wojsk carskich, był wybitnym rosyjskim statystykiem demografem, jednym z czołowych organizatorów radzieckiej statystyki państwowej. W młodości był socjalistą i rewolucjonistą, za co został aresztowany przez władze carskie i kilka lat spędził na zesłaniu. W 1911 r. wyjechał na dwa lata do Paryża, gdzie studiował matematykę na Sorbonie. W latach 20. XX w. w Berlinie zbierał doświadczenia w zakresie przeprowadzania spisów ludności.

Kwitkin był aktywnym statystykiem, miał duże zasługi w tworzeniu metodologii spisów ludności i starał się trzymać z dala od polityki. Był organizatorem i osobą odpowiedzialną za spis powszechny przeprowadzony w ZSRR w styczniu 1937 r. Rezultat spisu, 162 mln ludności, rozczarował Józefa Stalina, który jeszcze dla 1934 r. ogłosił – nie wiadomo na jakiej podstawie – liczbę 168 mln obywateli, a w 1937 r. oczekiwał ich aż 180 mln (Stalin, 1938, s. 572). Miało to być ważne potwierdzenie sukcesów w budowaniu „kwitnącego” ustroju komunistycznego. Stalin w 1937 r. najwidoczniej nie chciał przyjąć do wiadomości tragicznych skutków sztucznie wywołanego przez bolszewików Wielkiego Głodu na Ukrainie (lata 1932 i 1933), masowych śmiertelnych ofiar Gułagu i innych brutalnych prześladowań, zsyłek, przymusowej kolektywizacji, a także walki z tzw. wrogami klasowymi. Brytyjski historyk Norman Davies (1999) ocenia liczbę ofiar Wielkiego Głodu na 7 mln osób, choć przytacza też inne szacunki, wskazujące na większą liczbę.

Już 25 marca 1937 r. Kwitkin został aresztowany za sabotaż, a 28 września tegoż roku – rozstrzelany. Aby ocalić rodzinę przed prześladowaniami, przyznał się do rzekomej winy. Podobny los spotkał jego bliskiego współpracownika Iwana Krawała. Inni statystycy zostali uwięzieni i zesłani, m.in. na Kołymę (Thorvaldsen, 2018). Dziennik „Prawda” pisał o „zgniecieniu gniazda żmij w aparacie radzieckiej statystyki”

(Sandford, 2012). Wyników spisu ludności z 1937 r. nigdy nie podano do publicznej wiadomości, a następny spis ludności w ZSRR został przeprowadzony dopiero w 1959 r.

W 1956 r., w czasie odwilży, jaka nastąpiła za rządów Nikity Chruszczowa, Kwikin został zrehabilitowany.

3. Problemy Gracieli Bevacqui

Graciela Bevacqua od 1984 r. była zatrudniona w argentyńskim urzędzie statystycznym (Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina – INDEC), gdzie zajmowała się obliczaniem inflacji dóbr i usług konsumpcyjnych (*consumer price index* – CPI). Była merytorycznym pracownikiem średniego szczebla, ekspertem wyspecjalizowanym w statystyce cen i odpowiedzialnym za obliczanie indeksu cen. Nestor Kirchner, prezydent Argentyny w latach 2003–2007, życzył sobie obniżenia inflacji z 12,3% w 2004 r. do poziomu poniżej 10% w 2005 r. (Langkjær-Bain, 2017). Kiedy osiągnięcie takiego rezultatu stawało się wątpliwe, rząd zaczął zasypywać Bevacquę niezliczonymi pytaniami o metodologię obliczania inflacji w sposób utrudniający – czy wręcz uniemożliwiający – jej codzienną pracę. Zaczęto też wysuwać żądania zaokrąglania w dół dziesiętnych wartości indeksu cen, co jest niezgodne z zasadami matematyki.

Bevacqua nie ulegała naciskom, wskutek czego została usunięta ze stanowiska. Zmiany personalne objęły także szefa urzędu. Bevacquę odsunięto od obowiązków statystyka i skierowano do pracy w bibliotece ministerstwa finansów, znacznie obniżono też jej wynagrodzenie. Po dwóch latach kobieta zrezygnowała z pracy dla rządu. Konsekwencją długotrwałych i uciążliwych szykan, z jakimi się spotykała, było pogorszenie się jej stanu zdrowia.

Kirchner osiągnął swój cel, indeksy cen zaczęły odpowiadać oczekiwaniom władzy i odbiegać od obliczeń inflacji, jakie Bevacqua wraz z grupą niezależnych naukowców i ekonomistów szacowała poza oficjalną statystyką. Jako przykład podaje się wielkość indeksu CPI dla stycznia 2007 r., która według oficjalnych danych wyniosła 1,1%, podczas gdy szacunki Bevacqui na podstawie wewnętrznych danych urzędu, były bliskie 2% (Forero, 2009). Ingerowanie władz w niezależność INDEC spotkało się z protestami statystyków.

Kolejną szykaną wobec Bevacqui było dwukrotne nałożenie na nią kary grzywny w łącznej wysokości około 250 tys. dolarów amerykańskich za „niewłaściwe reakcje na żądania wyjaśnień w sprawie informowania o metodologii obliczania inflacji” (Langkjær-Bain, 2017). Po pewnym czasie sąd anulował tę grzywnę – najwidoczniej dostrzegł absurdalność wcześniejszych oskarżeń. Nie był to jednak koniec przesładowań ze strony władz argentyńskich. Bevacqui postawiono kryminalne zarzuty

w związku z prowadzonymi przez nią alternatywnymi szacunkami inflacji. I tym razem sąd oddalił oskarżenia, jednak nastąpiło to dopiero pod koniec 2016 r.

Szykany wobec Bevacqui ustały po zmianie rządu w 2015 r. Obecnie pracuje ona jako doradca do spraw statystyki w argentyńskim ministerstwie spraw wewnętrznych.

Opisane tu zdarzenia wpłynęły negatywnie na wiarygodność argentyńskich statystyk w kręgach naukowych i na arenie międzynarodowej. Międzynarodowy Fundusz Walutowy (MFW) wystosował oficjalną deklarację zarzutów (*declaration of censure*) wobec INDEC w sprawie jakości danych statystycznych (International Monetary Fund, 2013). Wpływowy brytyjski tygodnik „The Economist” (2014) zaprzestał podawania najważniejszych argentyńskich danych statystycznych na popularnej stronie międzynarodowych wskaźników gospodarczych. Do odbudowania raz naruszonej wiarygodności statystyki konieczne są pozytywne opinie niezależnych organizacji międzynarodowych. Zwykle potrzeba na to wielu lat.

4. Problemy Andreasa Georgiou

Pod koniec 2009 r. światowa opinia publiczna została poinformowana o kryzysie finansowym i zadłużeniowym Grecji, który zapoczątkował potężny wstrząs i kryzys zadłużeniowy nie tylko w strefie euro, ale w całej Unii Europejskiej. W tle zapaści finansów publicznych Grecji były fałszerstwa statystyki makroekonomicznej i finansowej, mające na celu pokazanie lepszego niż rzeczywisty stanu gospodarki, co umożliwiał temu krajowi zaciąganie na korzystnych warunkach kredytów na międzynarodowych rynkach finansowych. Przy braku ostrzegawczych ratingów ze strony czołowych agencji ratingowych, oddających rzeczywistość gospodarczą Grecji – co było kompromitacją tych firm – ukształtował się mechanizm zbliżony do zarządzanej przez państwo piramidy finansowej.

Andreas Georgiou jest greckim ekonomistą, który studiował w Stanach Zjednoczonych, gdzie uzyskał doktorat na Uniwersytecie Michigan. Zajmował się teoriami monetarnymi i polityką stabilizacyjną. W latach 1989–2010 pracował w MFW; w latach 2004–2010 był zastępcą szefa wydziału w departamencie statystyki.

W 2010 r. ogłoszono konkurs na prezesa ELSTAT (Hellenic Statistical Authority) – odnowionego urzędu statystycznego Grecji. Grecka statystyka wymagała fundamentalnych zmian po przedstawieniu przez Komisję Europejską raportu (European Commission, 2010), w którym druzgocącej krytyce poddano fiskalne i makroekonomiczne dane statystyczne za lata 2004–2010 publikowane przez statystykę publiczną Grecji. Dane te już od połowy pierwszej dekady XXI w. były kwestionowane przez Eurostat.

Georgiou zgłosił swoją kandydaturę i został prezesem ELSTAT-u. Jako ekspert z bogatym doświadczeniem międzynarodowym bez jakiegokolwiek obciążenia i powiązań z krajowymi sprawami był odpowiednim kandydatem na to stanowisko. Georgiou przystąpił do rewizji danych statystycznych. Po trzech miesiącach ustalił, że poziom deficytu budżetowego Grecji za 2009 r. był faktycznie o 1,8 p.proc. wyższy i wynosił 15,4%, by następnie obniżyć ten szacunek do 15,1%. Relacja deficytu do PKB z lat 2006–2008 okazała się wyższa mniej więcej o połowę w stosunku do wcześniejszych szacunków, co zobrazowało prawdziwy stan greckiej gospodarki sprzed wybuchu kryzysu.

Już w 2013 r. Georgiou został oskarżony o podawanie fałszywych danych, wskutek czego Grecja miała stracić 171 mld euro. Groziła mu za to kara 10 lat więzienia (Langkjær-Bain, 2017). Jego główną „winą” było przeprowadzenie rewizji danych makroekonomicznych pokazujących faktyczne przyczyny niewypłacalności Grecji. Eurostat aprobował dane przekazywane przez Georgiou bez zastrzeżeń. Dane te wskazały na konieczność ostrzejszych działań naprawczych, w tym bolesnych dla ludności cięć budżetowych, co budziło niezadowolenie władz. Pewna gazeta nazwała go „koniem trojańskim międzynarodowych wierzycieli Grecji”. Były premier Grecji Andreas Papandreu oświadczył, że poprzednio statystycy greccy przez lata manipulowali danymi statystycznymi (Kyriakidou, 2013).

Georgiou otrzymał silne wsparcie Parlamentu Europejskiego i międzynarodowej społeczności statystycznej – zarówno organizacji, jak i indywidualnych osób, m.in. kilkudziesięciu byłych prezesów krajowych urzędów statystycznych z całego świata. W czerwcu 2018 r. grecki Sąd Najwyższy podtrzymał wyrok sądu niższej instancji skazujący Georgiou na dwa lata więzienia w zawieszeniu za przekazanie do Eurostatu danych o deficycie i zadłużeniu Grecji w 2009 r. przed ich zatwierdzeniem (Mandrou, 2018).

Wyrok ten nie potwierdza zarzutu nieprawdziwości danych opracowanych przez Georgiou i ogranicza się do stwierdzenia wątpliwego niedopełnienia obowiązku urzędniczego. Tym samym ignorowana jest niezależność urzędu statystycznego. Niewątpliwie za tym wyrokiem stało niezadowolenie władz i społeczeństwa greckiego z konieczności poniesienia bezprecedensowych kosztów wychodzenia z kryzysu wywołanego pośrednio przez statystyków ulegających naciskom polityków i w skandaliczny sposób fałszujących dane makroekonomiczne. Publikowanie prawdziwych statystyk mogłoby zapobiec nadmiernemu zadłużaniu się Grecji czy nawet kryzysowi.

5. Kuriozum w Tanzanii

W Tanzanii we wrześniu 2018 r. uchwalono poprawkę do krajowej ustawy o statystyce. Zgodnie z tą poprawką krytykowanie oficjalnych danych statystycznych zostało uznane za przestępstwo kryminalne (Tarran, 2018a). Przestępstwem stało się także

publikowanie wyników badań statystycznych sprzecznych z oficjalnymi statystykami, a za popełnienie go groziła kara grzywny w wysokości co najmniej 4370 dolarów (po przeliczeniu z szylingów tanzańskich) albo trzy lata więzienia lub obie kary łącznie. Pod wpływem nacisków międzynarodowych 28 czerwca 2019 r. anulowano oba przepisy.

Przypuszcza się, że prawdziwym powodem wprowadzenia tak absurdalnych i budzących zdumienie przepisów prawa było oczekiwanie otrzymania znaczących środków finansowych od takich instytucji, jak Bank Światowy czy MFW w zamian za wycofanie się z tych zmian.

6. Podsumowanie

Urzędy statystyczne w dzisiejszych czasach niejednokrotnie spotykają się z podważaniem prawdziwości publikowanych przez nie informacji statystycznych. Podawanie w wątpliwość wiarygodności statystyki publicznej ma wiele przyczyn. Może wynikać z niezrozumienia czy wręcz niewłaściwej interpretacji oficjalnych danych statystycznych. Rozczarowani danymi statystycznymi bywają przedsiębiorcy, ponieważ mogą one zagrażać ich interesom. Dlatego też często kwestionują ich prawdziwość. Podobnie czasami postępują samorządy, które z powodu nieprzekraczania pewnych progów ustawowych uzyskują niższe subwencje budżetowe. Niekiedy zastrzeżenia co do rzetelności danych statystycznych zgłaszają politycy formacji rządzącej lub opozycji, ale takie przypadki są stosunkowo rzadkie.

Znacznie częściej dochodzi do polemik prasowych bądź debat między analitykami a urzędami statystycznymi. Urzędy statystyczne w krajach UE są otwarte na pytania i gotowe do wyjaśniania wątpliwości – przedstawiają szczegółowe metodologie badań, ich zakres, stosowane definicje i wszystko, co dotyczy sposobów docierania do respondentów czy źródeł informacji.

W społeczeństwach o dojrzałej demokracji, w których wszelkie działania urzędów statystycznych są niezależne od władz politycznych, jawne i poddane kontroli opinii publicznej, nie dochodzi do karania statystyków za przedstawianie danych statystycznych niewygodnych dla władz państwowych. W Polsce prześladowania statystyków zdarzały się w czasach stalinowskich, ale ich skala była niewielka. Opisane w artykule dwa procesy z XXI w. wytoczone statystykom za podawanie rzekomo nieprawdziwych informacji tylko w jednym przypadku zakończyły się pełnym oczyszczeniem z niesłusznych zarzutów. Niesłusznie skazany na śmierć radziecki statystyk został pośmiertnie zrehabilitowany. Cena prawdy w statystyce bywała bardzo wysoka.

Bibliografia

- Davies, N. (1999). *Europa*. Kraków: Znak.
- European Commission. (2010). *Report on Greek Government Deficit and Debt Statistics*. <https://bit.ly/2tNyArH>.
- Forero, J. (2009). *Doctored Data Cast Doubt on Argentina*. <https://www.washingtonpost.com/wp-dyn/content/article/2009/08/15/AR2009081502758.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (1956). *Rocznik Statystyczny 1955*. Warszawa.
- Główny Urząd Statystyczny. (2018). *Misja statystyki publicznej*. <https://bip.stat.gov.pl/dzialalnosc-statystyki-publicznej/jakosc-w-statystyce/misja-statystyki-publicznej/>.
- International Monetary Fund. (2013). *Statement of the IMF Executive Board on Argentina*. <https://www.imf.org/en/news/articles/2015/09/14/01/49/pr1333>.
- Kyriakidou, D. (2013). *Numbers game turns nasty for Greek stats chief*. <https://www.reuters.com/article/us-greece-stats-insight/insight-numbers-game-turns-nasty-for-greek-stats-chief-idUSBRE92D0B220130314>.
- Langkjær-Bain, R. (2017). Trials of a statistician. *Significance*, 14(4), 14–19. <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2017.01052.x>.
- Łazowska, B. (2017). Główny Urząd Statystyczny w latach 1945–1989. W: F. Kubiczek (red.), *Historia Polski w liczbach. Statystyka Polski. Dawniej i dzisiaj*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Mandrou, I. (2018). *Top court upholds suspended prison sentence for former statistician*. <https://www.ekathimerini.com/229460/article/ekathimerini/news/top-court-upholds-suspended-prison-sentence-for-former-statistician>.
- Sandford, D. (2012). *In Moscow, history is everywhere*. <https://www.bbc.com/news/magazine-20157891>.
- Stalin, J. W. (1938). *Woprosy leninizma*, izd. 10.
- Tarran, B. (2018a). Tanzania's stats law amendments 'threaten fact-checking'. *Significance*, 15(6), 4–5. <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2018.01201.x>.
- Tarran, B. (2018b). The case of Anar Meshimbayeva. *Significance*, 15(5), 12–13. <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2018.01186.x>.
- The Economist. (2014). *Don't lie to me Argentina*. Pobrane z: <https://www.economist.com/leaders/2014/06/20/dont-lie-to-me-argentina>.
- Thorvaldsen, G. (2018). *Censuses and Census Takers. Global History*. Abingdon: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315148502>.

WYDAWNICTWA GUS. GRUDZIEŃ 2020 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. DECEMBER 2020

W ofercie wydawniczej Głównego Urzędu Statystycznego z ubiegłego miesiąca warto zwrócić uwagę na następujące publikacje:

Among Statistics Poland's last month's publications, we would like to recommend:



Tytuł: *Rachunek produktywności KLEMS – Polska 2005–2018*

Title: *KLEMS productivity accounts – Poland 2005–2018*

Język: polski, angielski

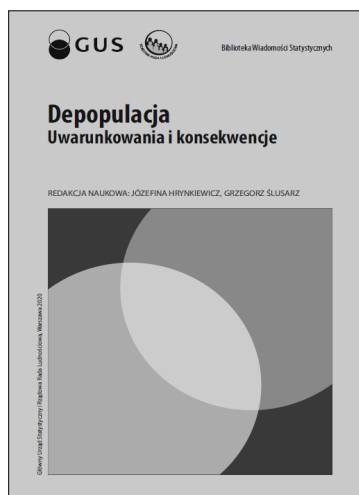
Language: Polish, English

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Najnowsza część serii (wydawanej w cyklu dwuletnim) poświęconej rachunkowi produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki. Obejmuje lata 2005–2018. W części metodologicznej omawiana jest podstawowa metodologia rachunku dekompozycji przyrostu wartości dodanej brutto, będąca

adaptacją do polskich warunków głównego elementu rachunku produktywności KLEMS, a także metodologia rachunku dekompozycji kontrybucji do przyrostu wartości dodanej brutto czynnika praca na podkontrybucje dających się wydzielić komponentów tego czynnika. Następnie prezentowane są tablice wynikowe odpowiadające poruszonym zagadnieniom metodologicznym. W tablicach zamieszczono szczegółowe dane stanowiące wyniki obliczeń według agregacji (sekcji i działów) przyjętych w rachunku KLEMS. Rachunek przedstawiono w dwóch wariantach – jako kontrybucje do zagregowanej wartości dodanej brutto oraz jako kontrybucje do sektorowych wartości dodanych brutto.



Tytuł: *Depopulacja. Uwarunkowania i konsekwencje*

Title: *Depopulation. Determinants and consequences*

Język: polski (przedmowa i spis treści dodatkowo w języku angielskim)

Language: Polish (preface and contents additionally in English)

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji drukowanej i elektronicznej

Additional information: publication available in the paper and electronic version

Monografia naukowa wydana w serii Biblioteka Wiadomości Statystycznych przez GUS i Rządową Radę Ludnościową. Jej trzonem jest zbiór blisko 20 referatów wygłoszonych na konferencji *Depopulacja. Uwarunkowania i konsekwencje*, która

odbyła się 11 lipca 2019 r. w Rzeszowie. W pracy przeanalizowano uwarunkowania depopulacji, będącej współcześnie jednym z najważniejszych zjawisk demograficznych w Polsce, oraz czynniki ekonomiczne, polityczne i społeczne, które wpływają na jej zakres i przebieg. Omówiono skutki demograficzne procesu wyludniania, a także problemy wynikające z systematycznego ubytku ludności w regionach i gminach. Nakreślono także kierunki zmian związanych z nasilającą się depopulacją oraz działania ograniczające jej zakres i dynamikę.

W grudniu 2020 r. ukazały się ponadto:

- *Bezrobocie rejestrowane I–III kwartał 2020 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 11/2020;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (październik 2020 r.)*;
- Dariusz Kotlewski *Rachunek produktywności KLEMS dla polskiej gospodarki*;
- *Działalność badawcza i rozwojowa w Polsce w 2019 r.*;
- *Działalność przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2019 r.*;
- *Ekonomiczne aspekty ochrony środowiska 2020*;
- *Energia ze źródeł odnawialnych w 2019 r.*;
- *Gospodarka finansowa jednostek samorządu terytorialnego 2019*;
- *Handel zagraniczny 2020. Polska w świecie*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2020 (grudzień 2020)*;
- *Nakłady i wyniki przemysłu I–III kwartał 2020 r.*;
- *Obrót nieruchomościami w 2019 r.*;
- *Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2019/2020*;
- *Produkcja i handel zagraniczny produktami rolnymi w 2019 r.*;

- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w listopadzie 2020 r.;*
- *Produkt krajowy brutto – rachunki regionalne w latach 2016–2018;*
- „Przegląd Statystyczny. Statistical Review” No. 2/2020;
- *Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2020;*
- *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2020;*
- *Rocznik Statystyki Międzynarodowej 2020;*
- *Spółeczeństwo informacyjne w Polsce w 2020 r.;*
- *Sytuacja demograficzna Polski do 2019 r. Migracje zagraniczne ludności;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w listopadzie 2020 r.;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza województw Nr 3/2020;*
- *Środki trwałe w gospodarce narodowej w 2019 r.;*
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 12/2020;
- *Wyspecjalizowane segmenty rynku finansowego 2019;*
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I–III kwartale 2020 r.;*
- *Zużycie paliw i nośników energii w 2019 r.*

Wersje elektroniczne wszystkich publikacji GUS są dostępne na stronie stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z.

Electronic versions of all the publications by Statistics Poland are available at stat.gov.pl/en/publications.

Justyna Gustyn

Główny Urząd Statystyczny, Departament Opracowań Statystycznych
Statistics Poland, Statistical Products Department

DLA AUTORÓW FOR THE AUTHORS

(for the English translation of the information given below, please visit ws.stat.gov.pl/ForAuthors)

W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) zamieszczane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, które prezentują wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej bądź ekonometrii. Ukazują się również artykuły przeglądowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. W czasopiśmie publikowane są prace w języku polskim i angielskim.

Od 2007 r. „WS” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego. Zgodnie z komunikatem MNiSW z dnia 31 lipca 2019 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych wraz z przypisaną liczbą punktów „WS” otrzymały 20 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: Agro, BazEkon, Central and Eastern European Online Library (CEEOL), Central European Journal of Social Sciences and Humanities (CEJSH), EBSCO Discovery Service, European Reference Index for the Humanities and Social Sciences (ERIH Plus), ICI Journals Master List, ICI World of Journals, Norwegian Register for Scientific Journals and Publishers (The Nordic List) oraz POL-index.

Za publikację artykułów na łamach „WS” autorzy nie otrzymują honorariów ani nie wnoszą opłat.

1. Zgłaszanie artykułów

Prace należy przysyłać na adres: **redakcja.ws@stat.gov.pl**.

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe, kod/kody JEL oraz ORCID i afiliację autora. Tytuł, streszczenie i słowa kluczowe powinny być podane w językach polskim i angielskim.

Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. W osobnym pliku (najlepiej w formacie Excel) należy podać dane do wykresów.

Autor jest zobowiązany do podania w artykule wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” należy poinformować o tym redakcję.

Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych. Więcej informacji w rozdziale *Wymogi redakcyjne*.

Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia (do pobrania ze strony internetowej czasopisma) o oryginalności pracy i niezłożeniu jej w innym wydawnictwie, zawierającego zgodę na przeniesienie autorskich praw majątkowych, numer ORCID, afiliację lub afiliacje oraz dane kontaktowe autora, wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma. Oryginał oświadczenia należy wysłać na adres: Redakcja „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”, Główny Urząd Statystyczny, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa.

Załączenie skanu oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.

2. Przebieg prac redakcyjnych

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany w czteroetapowym procesie:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji naukowego charakteru artykułu oraz jego struktury i zawartości pod kątem wymogów redakcyjnych, a także zgodności tematyki z profilem czasopisma. Autor uzupełnia i poprawia artykuł stosownie do uwag redakcji, a w przypadku nieuwzględnienia danej uwagi uzasadnia swoje stanowisko. **Razem z poprawionym artykułem autor przesyła w osobnym pliku zanonimizowaną wersję pracy, przeznaczoną do recenzji.** Anonimizacja polega na utajnieniu nazwiska autora (także we właściwościach pliku), usunięciu podziękowań i informacji o źródłach finansowania, a także innych informacji wskazujących na afiliację lub umożliwiających zidentyfikowanie autora. Warunkiem skierowania pracy do recenzji jest potwierdzenie oryginalności tekstu uzyskane za pomocą systemu antyplagiatowego Similarity Check. W przypadku wykrycia znacznego podobieństwa do innych prac artykuł zostanie odrzucony.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, przy której afiliowany jest autor; w przypadku pracy w języku angielskim co najmniej jeden recenzent jest afiliowany przy jednostce zagranicznej. W razie sprzecznych opinii dwóch recenzentów powoływany jest trzeci recenzent. Recenzenci kierują się kryteriami oryginalności i jakości opracowania zarówno w odniesieniu do treści, jak i formy.

Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne oceny, wprowadzają poprawki zalecane przez recenzentów i przesyłają do redakcji zmodyfikowaną wersję pracy. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autorzy są zobligowani do uzasadnienia swojego stanowiska.

3. **Ocena Kolegium Redakcyjnego (KR)**, decydująca o przyjęciu pracy do publikacji. Jest dokonywana na podstawie recenzji, z uwzględnieniem opinii redaktorów tematycznego i merytorycznego. Polega m.in. na weryfikacji dokonania przez autora zmian w artykule stosownie do uwag recenzentów. KR ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma. Autorowi przysługuje prawo do odwołania od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W takim przypadku powinien on skontaktować się z redakcją „WS” i przedstawić uzasadnienie. Ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego.

W „WS” publikowane są wyłącznie te artykuły, które otrzymają pozytywną ocenę na każdym z wymienionych etapów i zostaną poprawione przez autora zgodnie z otrzymanymi uwagami (chyba że autor przedstawi argumenty uzasadniające nieuwzględnienie danej uwagi).

Artykuły przyjęte przez KR do publikacji są zamieszczane na stronie internetowej czasopisma w zakładce Early View. Znajdują się tam do czasu opublikowania w konkretnym wydaniu „WS”.

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta.** Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Redakcja zastrzega sobie prawo

do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przeredagowania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Po opracowaniu redakcyjnym artykuł jest przesyłany do autoryzacji. Tekst zatwierdzony przez autora, po składzie i łamaniu, jest poddawany korekcie i rewizji (II korekcie). Autor dokonuje korekty autorskiej tekstu na etapie rewizji. Wykresy i inne materiały graficzne są opracowywane na podstawie danych przekazanych przez autora i poddawane korekcie i rewizji. Autor dokonuje ich akceptacji na etapie rewizji.

W przypadku odkrycia błędów w opublikowanym artykule zamieszcza się na łamach „WS” sprostowanie, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” ze stosownym wyjaśnieniem.

3. Zasady etyki publikacyjnej COPE

Redakcja „WS” podejmuje wszelkie starania w celu utrzymania najwyższych standardów etycznych zgodnie z wytycznymi Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnymi na stronie internetowej www.publicationethics.org, oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązują autorów, Radę Naukową, Kolegium Redakcyjne, redakcję, pracowników Wydziału Czasopism Naukowych, recenzentów i wydawcę.

3.1. Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe kierowane do opublikowania w „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy powinni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić wyniki przeprowadzonej analizy. Prezentacja efektów badań statystycznych zaprojektowanych i przeprowadzonych przez autorów wymaga opisanego zastosowania w nich metodologii. W przypadku nowatorskich metod analizy pożądanym jest podanie przykładu ilustrującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;
 - autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
 - autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowywaniu artykułu;
 - autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – podawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem.

Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.

3. Autorzy są zobowiązani do podania w treści artykułu wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą pracy.
4. Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
5. Autorzy zgłaszający artykuły do publikacji w „WS” biorą udział w procesie recenzji double-blind peer review, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania wraz z pisemnym poświadczeniem uwzględnienia poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia – uzasadnić swoje stanowisko.
6. Jeżeli autorzy odkryją w swoim maszynopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości bądź niewłaściwe dane, powinni niezwłocznie poinformować o tym redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

3.2. Odpowiedzialność Rady Naukowej, Kolegium Redakcyjnego i Wydziału Czasopism Naukowych GUS

1. Rada Naukowa (RN) kształtuje profil programowy czasopisma, określa kierunki jego rozwoju i konsultuje jego zakres merytoryczny.
2. Kolegium Redakcyjne (KR) podejmuje decyzję o publikacji danego artykułu z uwzględnieniem ocen recenzentów oraz opinii zespołu redakcyjnego. W swoich rozstrzygnięciach członkowie KR kierują się kryteriami merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym „WS”. Oceniają artykuły niezależnie od płci, rasy, pochodzenia etnicznego, narodowości, religii, wyznania, światopoglądu, niepełnosprawności, wieku lub orientacji seksualnej ich autorów.
3. Zespół redakcyjny, wyodrębniony z KR, tworzą redaktor naczelny i jego zastępcę, redaktorzy tematyczni i redaktor merytoryczny. Członkowie zespołu redakcyjnego weryfikują nadane artykuły pod względem merytorycznym, oceniają ich zgodność z celem i zakresem tematycznym „WS” oraz sprawdzają spełnienie wymogów redakcyjnych i przestrzeganie zasad rzetelności naukowej. Ponadto wybierają recenzentów w taki sposób, aby nie wystąpił konflikt interesów, i dbają o zapewnienie uczciwego, bezstronnego i terminowego procesu recenzowania.
4. Za sprawny przebieg procesu wydawniczego, poinformowanie wszystkich jego uczestników o konieczności przestrzegania obowiązujących zasad i przygotowanie artykułów do

publikacji odpowiadają pracownicy Wydziału Czasopism Naukowych (WCN) GUS. W celu uzyskania obiektywnej oceny oryginalności nadsyłanych artykułów przed skierowaniem ich do recenzji WCN wykorzystuje system antyplagiatowy. Informacje dotyczące artykułu mogą być przekazywane przez WCN wyłącznie autorom, recenzentom, członkom RN i KR oraz wydawcy.

5. Zmiany dokonane w tekście na etapie przygotowania artykułu do publikacji nie mogą naruszać zasadniczej myśli autorów. Wszelkie modyfikacje o charakterze merytorycznym są z nimi konsultowane.
6. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu nie może on zostać w żaden sposób wykorzystany przez wydawcę lub uczestników procesu wydawniczego bez pisemnej zgody autorów. Autorzy mogą się odwołać od decyzji o niepublikowaniu artykułu. W tym celu powinni się skontaktować z redaktorem naczelnym lub sekretarzem redakcji „WS” i przedstawić stosowną argumentację. Odwołania autorów są rozpatrywane przez redaktora naczelnego.
7. Członkowie RN i KR ani pracownicy WCN nie mogą pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do artykułów zgłaszanych do publikacji. Przez konflikt interesów należy rozumieć sytuację, w której jakiekolwiek interesy lub zależności (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na ocenę artykułu lub decyzję o jego publikacji.
8. W celu przeciwdziałania nierzetelności naukowej wymagane jest złożenie przez autorów oświadczenia, w którym deklarują, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i jest ich oryginalnym dziełem, a także określają swój wkład w opracowanie artykułu.
9. W celu zapewnienia wysokiej jakości recenzji wymagane jest złożenie przez recenzentów oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE i niewystępowaniu konfliktu interesów.
10. W przypadku uzasadnionego podejrzenia na jakimkolwiek etapie procesu wydawniczego, że autorzy dopuścili się nierzetelności naukowej (zob. pkt 3.1. Odpowiedzialność autorów), zespół redakcyjny skrupulatnie zbada sprawę ewentualnego nadużycia. Jeśli nierzetelność autorów zostanie udowodniona, to zgłoszony przez nich artykuł zostanie odrzucony przez KR, a autorzy otrzymają informację o podjętej decyzji wraz z jej uzasadnieniem.
11. Czytelnicy, którzy mają wobec autorów opublikowanego artykułu uzasadnione podejrzenia o nierzetelność naukową, powinni powiadomić o tym redaktora naczelnego lub sekretarza redakcji. Po zbadaniu sprawy ewentualnego nadużycia czytelnicy zostaną poinformowani o rezultacie przeprowadzonego postępowania. W przypadku potwierdzenia nadużycia, na łamach czasopisma zostanie zamieszczona stosowna informacja.

3.3. Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - zgodnie z ich stanem wiedzy nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.

2. Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
3. Recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

3.4. Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w Internecie w trybie otwartego dostępu, tj. bezpłatnie i bez technicznych ograniczeń. Użytkownicy mogą czytać, pobierać, kopiować, drukować i wykorzystywać do innych celów artykuły zamieszczone online, zgodnie z właściwymi przepisami o dozwolonym użytku, pod warunkiem wskazania źródła pochodzenia artykułu. Inne sposoby wykorzystania treści artykułów „WS” wymagają zgody wydawcy.
3. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przeprosin.

4. Wymogi redakcyjne

Zgodnie z wymogami czasopisma omawiany w artykule problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Artykuł powinien zawierać wyraźnie określony cel badania, precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod, uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy oraz autorskie wnioski.

4.1. Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł.
2. Dane autora: imię i nazwisko, ORCID, afiliacja.
3. Streszczenie (zalecana objętość – do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa). W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych i najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel pracy, przedmiot i najważniejsze wnioski.

Streszczenie to podstawowe źródło informacji o artykule, warunkujące też decyzję czytelnika o zapoznaniu się z całą pracą. Dlatego powinno być przygotowane ze szczególną starannością i dbałością o umieszczenie w nim wszystkich wymaganych elementów.

4. Słowa kluczowe – najistotniejsze pojęcia lub wyrażenia użyte w pracy (nie mniej niż trzy). Powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. Tłumaczenie tytułu, streszczenia i słów kluczowych (na język angielski w przypadku artykułu napisanego w języku polskim, a na język polski w przypadku artykułu napisanego w języku angielskim).
7. W artykule opisującym badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające: syntetyczne przedstawienie zagadnień teoretycznych, uzasadnienie podjęcia danego problemu badawczego, cel badania i krytyczne odniesienie do literatury przedmiotu. W wyjątkowych przypadkach, kiedy istotne dla podjętego tematu jest obszerniejsze przedstawienie dyskusji toczącej się w literaturze, przegląd literatury może stanowić odrębną część artykułu;
 - metoda badania, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania wraz z wnioskami;
 - podsumowanie, które powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule, bez podawania danych liczbowych; końcowe wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badania.Wszystkie części powinny być opatrzone numerami.
8. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

4.2. Przygotowanie artykułu

1. Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej.
2. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
3. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
4. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron maszynopisu ani przekraczać 20 stron.
5. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
6. Krój czcionki:
 - Arial – tytuł, autor, streszczenia, słowa kluczowe, kody JEL, śródtytuły, elementy graficzne (tablice, zestawienia, wykresy, schematy), przypisy;
 - Times New Roman – tekst główny, bibliografia.
7. Wielkość czcionki:
 - 14 pkt – tytuł, autor, tytuły rozdziałów;
 - 12 pkt – tekst główny, tytuły podrozdziałów;
 - 10 pkt – pozostałe elementy.
8. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
9. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.
10. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.

11. Przy wycieniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktorem w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
12. Strony ponumerowane automatycznie.
13. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
14. Wykresy, mapy i schematy należy zamieścić w tekście głównym. Wykresy powinny być edytowalne (optymalnie wykonane w programie Excel; w przypadku wykonania w programie graficznym powinny mieć postać wektorową). Dane, na podstawie których opracowano wykresy, należy przekazać osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
15. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
16. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS.
17. Pod tablicami i każdym elementem graficznym należy podać źródło opracowania, a także objaśnić użyte w nich skróty i symbole. **W przypadku źródeł internetowych należy podać datę dostępu.**
18. Oznaczenia literowe należy zapisywać następująco: liczby i inne wielkości niezłożone – małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *a*, *A*, $y(x)$, a_i); wektory – małe litery, kursywa, pogrubione (np. ***a***, ***w***, $y(x)$, w_i); macierze – duże litery, proste, pogrubione (np. ***A***, ***M***, $Y(x)$, M_i).
19. Objaśnienia znaków umownych w tablicach: kreska (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5; (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; kropka (.) – brak informacji, konieczność zachowania tajemnicy statystycznej, wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
20. Stosowane są następujące skróty: tablica – tabl., wykres – wykr.
21. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
22. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

Na podstawie: American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th edition). <https://doi.org/10.1037/0000165-000>.

Wyszczególnienie	Przykład przywołania	
	w odsyłaczu	w treści zdania
Autor indywidualny		
Jeden autor	(Iksiński, 2001)	Iksiński (2001)
Dwóch autorów	(Iksiński i Nowak, 1999)	Iksiński i Nowak (1999)
Trzech autorów lub więcej	(Jankiewicz i in., 2003)	Jankiewicz i in. (2003)

Wyszczególnienie	Przykład przywołania	
	w odsyłaczu	w treści zdania
Autor instytucjonalny		
Nazwa funkcjonuje jako powszechnie znany skrótowiec: pierwsze przywołanie w tekście	(International Labour Organization [ILO], 2020)	International Labour Organization (ILO, 2020)
kolejne przywołanie	(ILO, 2020)	ILO (2020)
Pełna nazwa	(Stanford University, 1995)	Stanford University (1995)
Typ publikacji		
Publikacja bez ustalonego autorstwa	(<i>Skrócony tytuł</i> ..., 2015)	<i>Pełny tytuł</i> (2015)
Publikacja bez roku wydania	(Iksiński, b.r.)	Iksiński (b.r.)
Akt prawny	(Pełny tytuł)	Pełny tytuł
Strona internetowa / Zbiór danych: znana data publikacji	(Iksiński, 2020) / (Nazwa instytucji, 2020)	Iksiński (2020) / Nazwa instytucji (2020)
nieznana data publikacji	(Iksiński, b.r.) / (Nazwa instytucji, b.r.)	Iksiński (b.r.) / Nazwa instytucji (b.r.)
Rodzaj przywołania		
Przywoływanie kilku prac (porządek prac – chronologiczny, porządek autorów – alfabetyczny)	(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak 2002)	Iksiński (1997, 1999, 2004a, 2004b) i Nowak (2002)
Przywoływanie publikacji za innym autorem (uwaga: w bibliografii należy wymienić tylko pracę czytaną)	(Nowakowski, 1990, za: Zieniecka, 2007)	Nowakowski (1990, za: Zieniecka, 2007)

4.4. Przykłady opisu bibliograficznego

Bibliografia powinna być zamieszczona na końcu opracowania. Prace należy podać alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora / tych samych autorów trzeba je uporządkować chronologicznie według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora / tych samych autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy ułożyć je alfabetycznie według tytułu i odpowiednio oznaczyć literami a, b, c itd.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Artykuł w czasopiśmie	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca.
Dostępny w internecie, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://doi.org/xxx .
Dostępny w internecie, bez DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik</i> (zeszyt), strona początku–strona końca. https://xxx .
Maszynopis	
Niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji]</i> . Nazwa instytucji, w której powstaje lub powstał maszynopis.
Opublikowany nieformalnie	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). <i>Tytuł artykułu</i> . https://xxx .

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Książka	
W wersji drukowanej	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Dostępna w internecie, z DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx .
Dostępna w internecie, bez DOI	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://xxx .
W przekładzie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (tłum. Y. Nazwisko). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Wydanie wielotomowe	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr tomu). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Kolejne wydanie	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki</i> (nr wydania). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Pod redakcją: w języku polskim	Nazwisko, X. (red.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
w języku angielskim	Nazwisko, X. (Ed.). (rok). <i>Tytuł książki</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Rozdział w pracy zbiorowej	Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, Z. Nazwisko 2 (red.), <i>Tytuł książki</i> (s. strona początku–strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo. https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Inne prace	
Raport: autor indywidualny	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
autor instytucjonalny	Nazwa instytucji. (rok). <i>Tytuł raportu</i> . Miejsce wydania: Wydawnictwo.
Working Papers	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> (nazwa serii i numer). https://doi.org/xxx lub https://xxx .
Materiały z konferencji: nieopublikowane	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł pracy</i> [typ wystąpienia, np. referat]. Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
opublikowane	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> . Nazwa konferencji, miejsce konferencji.
Rozprawa doktorska: nieopublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [nieopublikowana rozprawa doktorska]. Nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski.
opublikowana	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł pracy</i> [rozprawa doktorska, nazwa instytucji nadającej tytuł doktorski]. https://xxx .
Akt prawny	Pełny tytuł aktu prawnego wraz z datą publikacji w Dzienniku Ustaw.
Strona internetowa	
Znana data publikacji, zawartość strony się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok, dzień i miesiąc). <i>Tytuł</i> . https://xxx .
Nieznana data publikacji, zawartość strony się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Tytuł</i> . Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .
Zbiór danych	
Surowe dane nieopublikowane	Nazwisko, X. (rok wydania pracy, w której dane są wykorzystywane) [opis danych, np. surowe dane nieopublikowane dotyczące...]. Źródło danych (np. nazwa uniwersytetu).
Dane opublikowane:	
znana data publikacji, zawartość zbioru się nie zmienia	Nazwisko, X. (rok). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. https://xxx .
nieznana data publikacji, zawartość zbioru się zmienia	Nazwa instytucji. (b.r.). <i>Nazwa zbioru danych</i> [zbiór danych]. Wydawca. Pobrane dzień, miesiąc i rok pobrania z https://xxx .

Praca przygotowana w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłana do Autora z prośbą o dostosowanie formy artykułu do wymogów redakcyjnych.

ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW

THEMATIC SCOPE OF SECTIONS

(for the English translation of the information given below, please visit ws.stat.gov.pl/AimScope)

Studia metodologiczne

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace przeglądowe i porównawcze oraz dotyczące etyki w statystyce. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane rezultaty badawcze mogą znaleźć efektywne zastosowanie w badaniach empirycznych oraz analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości, jak również powiększeniu zasobu informacyjnego.

Statystyka w praktyce

Dział ten zawiera artykuły poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; zamieszczane tu prace opierają się w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej. Zastosowania w praktyce obejmują również wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania. Może to też dotyczyć opracowań stosujących nowoczesne techniki programistyczne pozwalające na efektywną komunikację z systemami informacyjnymi oraz ułatwiające wykorzystanie danych wynikowych. Publikowane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych rozwiązań w tym zakresie.

Studia interdyscyplinarne. Wyzwania badawcze

To blok tematyczny zawierający artykuły wskazujące i podejmujące wyzwania badawcze, które są szczególnie istotne ze względu na rosnące potrzeby współczesnych użytkowników danych statystycznych i wymagają zaangażowania znacznych nakładów pracy, środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki. W dziale tym publikowane są również opracowania dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z data science i big data, a zatem problematyki bardzo często powiązanej z działaniami interdyscyplinarnymi.

Edukacja statystyczna

W tym dziale zamieszczane są artykuły dotyczące metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

Z dziejów statystyki

Prace publikowane w tym dziale poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi. Ponadto zamieszczane są tu informacje dotyczące życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

Dyskusje. Recenzje. Informacje

Jedyny dział zawierający teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych. Obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach dotyczących statystyki polskiej i międzynarodowej, a także sprawozdania z konferencji naukowych, recenzje książek i opracowań z zakresu statystyki i jej zastosowań, rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych z tego obszaru wiedzy, jak również odpowiedzi autorów na recenzje oraz polemiki, dyskusje i sprostowania dotyczące artykułów zamieszczonych na łamach czasopisma.