

Cena 13,00 zł
(VAT 8%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

PAŹDZIERNIK / OCTOBER
ROK / VOLUME 66

2021 | 10

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
STATISTICS POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL ASSOCIATION



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

PAŹDZIERNIK / OCTOBER
ROK / VOLUME 66

2021 | 10 (725)

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

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

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh, Główny Urząd Statystyczny, Polska

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

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

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

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

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

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

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt, Główny Urząd Statystyczny, Polska

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 / Sales 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

SPIS TREŚCI CONTENTS

Od redakcji	IV
From the editorial team	
Statystyka w praktyce	
Statistics in practice	
Dorota Żebrowska-Suchodolska	
Calendar anomalies among food sector companies listed on the Warsaw Stock Exchange	1
Anomalie kalendarzowe branży spożywczej na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	
Renata Grochowska, Aldona Skarżyńska	
Zróźnicowanie wynagrodzenia pracy najemnej i opłaty pracy własnej rolników w krajach UE	20
Variability of hired labour wages and farmers' own labour remuneration across EU countries	
Norbert Duczkowski, Lubomir Słowik	
Wykorzystanie rozkładu Cauchy'ego do opisu zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki	38
Application of the Cauchy distribution to describe changes in the prices of financial services provided by banks	
Dyskusje. Recenzje. Informacje	
Discussions. Reviews. Information	
Marek Cierpiął-Wolan	
Recenzja książki Grzegorza Kończaka <i>Nieklasyczne metody statystyczne w badaniach ekonomicznych</i>	54
Review of Grzegorz Kończak's book <i>Non-classical statistical methods in economic research</i>	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Wrzesień 2021	56
Publications of Statistics Poland. September 2021	
Dla autorów	58
For the authors	
Zakres tematyczny działów	69
Thematic scope of sections	

OD REDAKCJI

Październikowe wydanie „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” zawiera artykuły z zakresu zastosowań statystyki w praktyce oraz recenzję książkową.

Dr Dorota Żebrowska-Suchodolska w artykule *Calendar anomalies among food sector Szaraniec listed on the Warsaw Stock Exchange* bada anomalie występujące na rynku kapitałowym, które wynikają z czynnika o charakterze kalendarzowym i znajdują odzwierciedlenie w stopach zwrotu. Sprawdza mianowicie, czy w przypadku spółek z branży spożywczej oraz indeksu WIG-spożywczy zachodzi efekt dnia tygodnia, miesiąca w roku i połowy roku. W tym celu wykorzystuje dane ze strony stooq.pl za okres od grudnia 2007 do stycznia 2019 r. (podzielony na trzy podokresy) dotyczące 14 spółek z branży spożywczej oraz indeksu WIG-spożywczy. Na podstawie analizy procentowych dziennych logarytmicznych stóp zwrotu, przy zastosowaniu modelu regresji liniowej, stwierdza istnienie efektu dnia tygodnia dla dwóch podmiotów (dla każdego w jednym z badanych podokresów) i efektu miesiąca w roku również dla dwóch podmiotów (w jednym podokresie), natomiast nie obserwuje efektu połowy roku. Wyniki badania wskazują na zanikanie badanych efektów z okresu na okres.

Dr hab. Renata Grochowska, prof. IERiGŻ-PIB, i dr hab. Aldona Skarżyńska, prof. IERiGŻ-PIB, w artykule *Zróznicowanie wynagrodzenia pracy najemnej i opłaty pracy własnej rolników w krajach UE* podejmują zagadnienia dotyczące korzystania w rolnictwie unijnym z najemnej siły roboczej. Za cel badania stawiają określenie różnic w poziomie zaangażowania najemnej siły roboczej w gospodarstwach rolnych w krajach UE oraz stopnia opłaty pracy rolnika i członków jego rodziny, jaką zapewnia dochód z gospodarstwa. Oceniają także wpływ dopłat do działalności operacyjnej gospodarstw – przysługujących w ramach Wspólnej Polityki Rolnej – na opłacenie pracy rolników. Autorki wykorzystują wyniki standardowe FADN EU i za pomocą analizy poziomej i pionowej porównują średnie wyniki uzyskane przez gospodarstwa towarowe w 28 krajach UE w dwóch okresach: 2015–2017 i 2018–2019. Z badania wynika, że zapotrzebowanie na najemną siłę roboczą w gospodarstwach rolnych w UE rośnie, co zwiększa udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa, oraz że opłata pracy własnej rolników jest w dużym stopniu uzależniona od wsparcia publicznego.

W artykule *Wykorzystanie rozkładu Cauchy’ego do opisu zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki* mgr Norbert Duczkowski i mgr Lubomir Słowik sprawdzają, czy empiryczny rozkład wartości wskaźnika cen można opisać rozkładem Cauchy’ego. Jest to o tyle ważne, że przyjmowane dla kluczowych modeli rynków finansowych założenie o możliwości scharakteryzowania szeregów czasowych przy użyciu rozkładu Gaussa często jest niespełnione, ponieważ stopy zwrotu z aktywów finansowych charakteryzują się przeważnie asymetrią oraz leptokurtycznością. Autorzy analizują publikowane przez GUS wartości wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki w Polsce za okres od stycznia 2010 r. do grudnia 2020 r. oraz stopę referencyjną NBP za ten sam okres. Stwierdzają przydatność rozkładu Cauchy’ego do opisu zmian cen usług finansowych. Dodatkowo pozytywnie weryfikują hipotezę o zależności zmian cen usług bankowych od poziomu stopy referencyjnej publikowanej przez NBP.

Dr Marek Cierpiął-Wolan omawia książkę Grzegorza Kończaka *Nieklasyczne metody statystyczne w badaniach ekonomicznych*, poświęconą metodom, które nie należą do klasycznych, a które mogą być szczególnie przydatne w przypadku analizowania danych uzyskanych np. metodami niezapewniającymi losowości czy big data. Recenzent podkreśla przystępność i jasność przekazu informacji, zwłaszcza tych dotyczących środowiska R. W jego ocenie lektura książki pozwoli nawet początkującym statystykom stosunkowo szybko stać się badaczami danych i autorami prac badawczych, a czytelnikom bardziej zaawansowanym – z innej perspektywy spojrzeć na wnioskowanie statystyczne czy predykcję, co może się przyczynić do efektywniejszego wykorzystywania dostępnych danych.

Wydanie zamyka przedstawienie nowości wydawniczych GUS opracowane przez Justynę Gustyn.

Zapraszamy do lektury.

FROM THE EDITORIAL TEAM

The October issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* contains articles on the practical applications of statistics and a book review.

Dorota Żebrowska-Suchodolska, PhD, in her article *Calendar anomalies among food sector companies listed on the Warsaw Stock Exchange* researches anomalies which occur on the capital market as a result of a calendar-type factor and are reflected in the rates of return. The author checks whether the day of the week, the month of the year, and the half of the year effects take place for food companies and the WIG-food index. She uses data from the *stooq.pl* website for the period from December 2007 to January 2019 (divided into three sub-periods), relating to 14 companies from the food sector and to the WIG-food index. On the basis of the analysis of daily logarithmic percentage rates of return, and with the application of the linear regression model, the author observes the occurrence of the day of the week effect for two companies (for each of them in one of the analysed sub-periods), and the month of the year effect, also for two companies (in the same sub-period), but does not observe the half of the year effect. The results moreover demonstrate that the analysed calendar effects are diminishing from period to period.

Renata Grochowska, PhD, DSc, Professor at the Institute of Agricultural and Food Economics – National Research Institute, and Aldona Skarżyńska, PhD, DSc, Professor at the same institute, in their paper entitled *Variability of hired labour wages and farmers' own labour remuneration across EU countries* examine issues related to the use of hired labour in EU agriculture. The aim of the study is to define the differences in the participation of hired labour in the workload of farms in particular EU member states, and to identify the discrepancies in the remuneration of farmers and the members of their families, generated by the income of the farms. The authors also assess the influence of subsidies to the operational activity of farms, granted in the framework of the Common Agricultural Policy, on the level of the remuneration for farmers' labour. They use FADN EU standard results, and by means of horizontal and vertical analyses compare the average results obtained by commercial farms in 28 EU member states over two periods: from 2015 to 2017 and from 2018 to 2019. The study shows that EU farms' demand for hired labour is growing, which in turn increases the share of hired labourers' wages in the total costs of the farms, and that the remuneration of farmers' labour depends to a large extent on public aid.

In *Application of the Cauchy distribution to describe changes in the prices of financial services provided by banks* by Norbert Duczowski, MSc, and Lubomir Słowik, MSc, the authors check if it is possible to describe the empirical distribution of the values of the price index by the Cauchy distribution. This is important given the fact that the assumption made for key models of financial markets about the possibility of describing time series by means of the Gauss distribution is often not fulfilled, as the rates of return on financial assets are predominantly asymmetrical and leptokurtic. The authors analyse the indices of prices of financial services offered by banks in Poland in the period from January 2010 to December 2020, published by Statistics Poland, and the National Bank of Poland's reference rate for the same period. They conclude that the Cauchy distribution is useful in describing changes in the prices of financial services, and positively verify the hypothesis of the relationship between changes in prices of banking services and the reference rate published by the National Bank of Poland.

Marek Cierpień-Wolan, PhD, discusses a book by Grzegorz Kończak entitled *Non-classical statistical methods in economic research*, devoted to non-classical methods that can be useful in the analyses of data obtained e.g. in ways which do not guarantee their randomness or of big data. In the reviewer's opinion, the book's arguments are delivered in a clear and reader-friendly manner, which is particularly true with regard to information on the R environment. He believes that the book will help even beginning statisticians become data researchers and authors of scientific papers in a relatively short time. As regards more advanced readers, the book might motivate them to look at statistical reasoning and predicting from a different perspective and in result contribute to the more effective use of the available data.

In the last section of the journal, Justyna Gustyn presents Statistics Poland's new publications. We wish you pleasant reading.

Calendar anomalies among food sector companies listed on the Warsaw Stock Exchange

Dorota Żebrowska-Suchodolska^a

Abstract. One of the types of anomalies in the capital market are calendar anomalies. They are associated with the occurrence of various calendar relationships in the rates of return. The aim of this study is to examine whether calendar effects occur for companies in the food industry and the WIG-food index. More specifically, the article examines the occurrence of such anomalies for 14 companies in the food industry and the WIG-food index. It focuses on the effects of the day of the week, the month of the year and the half of the year. The study covers the period from December 2007 to January 2019, divided into three shorter sub-periods, and uses daily percentage logarithmic return rates. The method applied is a linear regression model, and the data was drawn from the stooq.pl website. The day of the week effect was found for Wawel in the 1st examined sub-period and for Astarta in the 2nd sub-period. The effect of the month of the year was observed for Pamapol and Seko in the 1st sub-period. The effect of the half of the year did not occur for any of the surveyed companies. Particular statistically significant variables indicate the presence of variability over time, both in the case of days of the week and months of the year. What was also observed was diminishing of the above-mentioned effects from period to period.

Keywords: stock exchange, food sector, calendar effects, regression model

JEL: C01, C12, C22, G14

Anomalie kalendarzowe branży spożywczej na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Streszczenie. Jednym z rodzajów anomalii występujących na rynku kapitałowym są anomalie kalendarzowe. Wiążą się one z istnieniem różnych zależności o charakterze kalendarzowym w stopach zwrotu. Celem badania omawianego w artykule jest sprawdzenie, czy efekty kalendarzowe zachodzą w przypadku spółek z branży spożywczej oraz indeksu WIG-spożywczy. Zbadano występowanie tych anomalii w 14 spółkach z branży spożywczej oraz indeksie WIG-spożywczy. Skupiono się na trzech efektach kalendarzowych: dnia tygodnia, miesiąca w roku i połowy roku. Wykorzystano dane pobrane ze strony stooq.pl, obejmujące okres od grudnia 2007 do stycznia 2019, podzielony na trzy podokresy. W badaniu wykorzystano procentowe dzienne logarytmiczne stopy zwrotu. Zastosowano model regresji liniowej. Stwierdzono występowanie efektu dnia tygodnia dla spółek Wawel w I badanym podokresie oraz Astarta w II podokresie. Efekt miesiąca w roku zaobserwowano dla spółek Pamapol i Seko w I podokre-

^a Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Instytut Ekonomii i Finansów, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Polska / Warsaw University of Life Sciences, Institute of Economics and Finance, Department of Econometrics and Statistics, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1230-6413>.
E-mail: dorota_zebrowska_suchodolska@sggw.edu.pl.

sie. Efekt połowy roku nie wystąpił wśród badanych spółek. Poszczególne statystycznie istotne zmienne wskazują na istnienie zmienności w czasie zarówno dni tygodnia, jak i miesięcy w roku. Można również zaobserwować zanikanie badanych efektów z okresu na okres.

Słowa kluczowe: giełda papierów wartościowych, sektor spożywczy, efekty kalendarzowe, model regresji

1. Introduction

The concept of calendar effects is understood as the systematic occurrence of various regularities in rates of return. They can appear both for individual stocks and stock market indices. Due to the existence of numerous anomalies, they are a frequent subject of research in many markets and for various research periods. The calendar anomalies include the effects of the day of the week, the week of the month, the month of the year (especially of January and December), or the effect of the half of the year.

Studies of calendar anomalies can also be carried out in the context of informational efficiency. Their existence could contradict efficiency in a weak form. Information efficiency of the market means that the price incorporates all available information (Fama, 1970). Depending on the type of information, three forms of information efficiency are distinguished: weak, medium and strong. If the market is efficient in a weak form, then current prices reflect all the information contained in historical prices. Therefore, they cannot be used to forecast future price changes and investors cannot achieve above-average profits on the basis of historical data. It is not possible, therefore, to consistently achieve better rates of return, because prices follow the random walk process of Brealey and Myers (2006).

The research focuses on companies that are part of the food sector represented on the Warsaw Stock Exchange (WSE) by the WIG-food index. In addition to food industry companies, the research also examines the WIG-food index. It is an index published since 1998, which consists of companies from the food industry that are present on the WIG index (WIG is an index encompassing all companies from the Main Market of the Warsaw Stock Exchange). The WIG index has mechanisms which prevent any sector to claim more than 30% of it.

As studies of anomalies tend to focus on major market indices, sectoral studies are lacking in this respect. Sectoral analyses accurately reflect the situation of individual branches of the economy. The food sector, despite its relatively small share in the market, is an important element of it due to the fact that it determines internal consumption, which in turn influences the generation of GDP. Hence, the paper focuses on the food sector, but the adopted methodology can also be applied to other sectors of the economy. The aim of the research is therefore to verify whether

calendar effects occur in the case of companies from the food industry and the WIG-food index. The research focused on three calendar effects: the effect of the day of the week, the effect of the month of the year and the half-year effect.

2. Literature review

Anomalies occurring in the capital market can be divided into calendar anomalies, anomalies related to delayed market reactions to incoming information, deviations related to market overreaction, and anomalies concerning the size of companies (Szyszka, 2003, p. 61). Due to the fact that the information efficiency of the market in a weak form has been the subject of numerous studies for a considerable number of years, research on anomalies, especially calendar anomalies, is an inseparable element of it (Dragota & Oprea, 2014; Muhammad & Rahman, 2010; Rossi, 2015).

The effect of the day of the week depends on the occurrence of a higher or lower average rate of return on one of the days of the week. Depending on the country, this average may fall on a completely different day. The effect of the day of the week was first observed for the American market in the studies of French (1980), Gibbons and Hess (1981), Harris (1986), Rogalski (1984) and Smirlock and Starks (1986). They pointed to the lowest rate of return on Mondays and the highest on Fridays. In the case of Japan and Australia, the lowest daily rate of return was observed on Tuesdays (Jaffe & Westerfield, 1989).

The effect of the month of the year is associated with the existence of a higher or lower rate of return in one of the months. This effect applies especially to such months as January and December, hence the literature often refers to the effect of January or December. In December, prices fall most often, after which they increase in January. The effect of the month of the year was observed for the US market by e.g. Rozeff and Kinney Jr. (1976) and Tinic and West (1984), and concerned mainly small companies. As regards the markets of other countries, this effect is described by e.g. Gultekin and Gultekin (1983), Kohers and Kohli (1991), Ritter and Chopra (1989), and Roll (1983).

Half-year effect was documented for e.g. the Japanese market. Sakakibara et al. (2013) noted that the results of return rates in the first half of the year were higher than in the second. Another variation of this anomaly was the occurrence of a lower rate of return from May to October compared to the period from November to April (Abu Zarour, 2007, pp. 68–76). Half-year effect is also called the mid-year effect. This anomaly is less frequently studied in the literature compared to the effects of the day of the week or the month of the year.

The study of calendar anomalies initiated by the aforementioned authors continues until today. Studies conducted in recent years often focus on alternative

investments such as cryptocurrencies (Caporale & Plastun, 2019; Qadan et al., 2021), on African markets (Bashir & Adeleke, 2019; Obalade & Muzindutsi, 2019), or on Asian markets (Abraham, 2016; Kumar & Rachna, 2017; Singh & Das, 2020). One can also find studies for G20 (Mishra, 2017) or BRIC countries (Kinatender et al., 2019). Many of these studies are conducted using regression and GARCH models (Kumar & Rachna, 2017; Mishra, 2017; Singh & Das, 2020).

In the case of the Polish market, extensive anomaly research was carried out by e.g. Buczek (2005), Skrodzka and Włodarczyk (2004), and Szyszka (2003). Szyszka's studies for companies and indices from 1994–1999 indicated a higher, and in most cases statistically significant average for Monday. He also pointed to the regularities occurring for Tuesday. For 25 of the 29 companies, Tuesday's daily rates of return were on average negative, but not always the lowest. In the breakdown into annual sub-periods, in the most of them the highest average rates of return were observed on Mondays. However, other days were found, such as Wednesday, for which there also was a sub-period with the highest average value. Buczek's research concerned a different period, i.e. 2001–2004. It was conducted for 65 companies and the entire market represented by the WIG index. Its results show that the effect of Monday was disappearing, and Friday became the day with the highest price change. Other studies on anomalies include the works of Kompa and Matuszewska (2007) and Landmesser (2006). Depending on the research period and values adopted, the days on which the highest rates of return occurred were changing. Kompa and Matuszewska's research carried out for 6 WSE indices and 7 WIG sub-indices in the years 2002–2006 confirmed the occurrence of the Friday effect. Landmesser's research, on the other hand, carried out for four WSE indices and five companies in the years showed the effect of Monday and Friday. Calendar anomalies of one of companies from the food sector were examined by Budka et al. (2017). The research was conducted for the period 2013–2015 and analysed the effect of the day of the week and month. The results indicated that there was no anomaly for that particular company.

Due to the fact that calendar anomalies change over time, they are subject to research all the time. From among more recent studies concerning the Polish market, works by Borowski (2018), Keller (2015), Lizińska (2017) or Szymański and Wojtalik (2019) should be mentioned in this context.

The day-of-week effect for WIG20, mWIG40, sWIG80 indices was studied by Keller (2015) using regression and ARCH models. Borowski (2018) studied returns for the months of December and January using linear regression for his research. Lizińska (2017) looked for calendar anomalies (mid-month effect, January effect, turn of the month effect) using cumulative returns and comparing them with buy-and-hold returns. Szymański and Wojtalik (2019) focused on alternative market

indices in Warsaw and London using regression and GARCH class models. Anomalies based on company characteristics or fundamental anomalies were studied by Zaremba and Żmudziński (2014) and Zaremba et al. (2016).

3. Research methodology

The division of the entire market into particular sectors enables investors to select the industry first, and then to choose the company which is worth investing in. The main market of the Warsaw Stock Exchange encompasses 464 companies. It would be difficult to directly select one of them. The concept of division into branches appeared at the end of 1998, when 198 companies were listed, including 132 on the primary market (Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, 1999). They were then grouped into 5 industries: banks, construction, IT, food and telecommunication.

The food industry is key for the Polish economy. However, this does not translate into the results of the WIG-food index, which is dominated by Ukrainian companies (accounting for almost 70% of the index). What significantly affects the value of this index is therefore the exchange rate of the Ukrainian hryvnia and financial results of Kernel, Ukrainian large food producer.

The capitalization of the food sector represents about 0.9% of the capitalization of companies from the WIG index. As of 22 March 2019, the capitalization of companies encompassed in the WIG-food amounted to 10.84 billion PLN (and the capitalization of those in the whole WIG 118.73 billion PLN). The WIG-food index currently consists of 22 companies, 14 of which (Table 1) have been there since the end of 2007. Our study concentrates on these 14 companies. They are mostly Polish businesses, but due to low capitalization (between EUR 5–50 million), their share in the WIG-food index is small. The only large Polish company listed in the WIG-food is Wawel. It has an over 15%-share in the whole index, which makes it the second largest company there, with just Kernel ahead. Kruszwica and Ambra, both medium-sized companies, should also be mentioned here, with the shares of 2.74% and 3.99% of the WIG-food index, respectively. Among the 14 surveyed companies, two are Ukrainian (including Kernel that represents over 54% of the index). Most of the analysed companies deal with food production, three of them are beverage producers, and one (Astarta), deals with agricultural production and fishing.

The research for the WIG-food index and companies from this sector was carried out in the period from December 2007 to January 2019. The secondary data was taken from the stoq.pl website. The calculations were made in Excel and Gretl.

Table 1. Analysed companies from the food sector

Company	Share in the WIG-food index in %
Ambra	3.99
Astarta	6.07
Atlantapl	0.28
Gobarto	0.87
Helio	0.30
Indykpol	2.04
Kernel	54.49
Kruszwica	2.74
Makaronpl	0.38
Mbws	0.03
Pamapol	0.25
Pepees	0.43
Seko	0.62
Wawel	15.30

Source: author's work based on data from stooq.pl.

The study of calendar effects can be carried out using various types of methods, for example statistical tests or econometric methods, including a regression model that was used in this work. The research was based on logarithmic rates of return, which were set for daily closing prices. They were an explanatory variable in the created linear regression models. In order to study the effect of the day of the week, the model based on French (1980), Gibbons and Hess (1981) and Keim and Stambaugh (1986) was applied:

$$r_t = a_{mon}x_{mon,t} + a_{tue}x_{tue,t} + a_{wed}x_{wed,t} + a_{thu}x_{thu,t} + a_{fri}x_{fri,t} + e_t, \quad (1)$$

where:

r_t – daily logarithm of rate of return at the moment;

$x_{i,t}$ – a dummy variable satisfying the condition $x_{i,t} = 1$, where t is the i -th day of the week ($i = mon, tue, wed, thu, fri$), and 0 otherwise;

$a_{mon}, a_{tue}, a_{wed}, a_{thu}, a_{fri}$ – regression coefficients for subsequent days of the week;

e_t – error term.

Model parameters (3) were estimated using the linear least square method, for which a null hypothesis was made:

$$H_0: a_{mon} = a_{tue} = a_{wed} = a_{thu} = a_{fri}, \quad (2)$$

to the alternative hypothesis that at least one of the parameters is different from the others. The hypothesis that there was no effect of the day of the week was verified using F -statistics on the Fisher-Snedecor distribution:

$$F = \frac{R^2/m}{(1 - R^2)/(T - m - 1)}. \quad (3)$$

Then, when model coefficients (1) were present, individual variables were verified. The following hypothesis was proposed:

$$H_0: a_i = 0. \quad (4)$$

where i is the day of the week.

The t statistic has (assuming true zero hypothesis) the t -Student distribution with $T - (m + 1)$ degrees of freedom.

$$t = \frac{a_i}{SE_{a_i}}, \quad (5)$$

where SE_{a_i} is average error of estimation of parameter a_i .

To assess the occurrence of the effect of the month of the year, analogical reasoning was repeated. The following model was verified:

$$\begin{aligned} r_t = & a_{jan}x_{jan,t} + a_{feb}x_{feb,t} + a_{mar}x_{mar,t} + a_{apr}x_{apr,t} + a_{may}x_{may,t} + \\ & + a_{jun}x_{jun,t} + a_{jul}x_{jul,t} + a_{aug}x_{aug,t} + a_{sep}x_{sep,t} + a_{oct}x_{oct,t} + \\ & + a_{nov}x_{nov,t} + a_{dec}x_{dec,t} + e_t, \end{aligned} \quad (6)$$

where:

$x_{jan,t}, x_{feb,t}, x_{mar,t}, x_{apr,t}, x_{may,t}, x_{jun,t}, x_{jul,t}, x_{aug,t}, x_{sep,t}, x_{oct,t}, x_{nov,t}, x_{dec,t}$ – a dummy variable satisfying the condition $x_{i,t} = 1$, where t is the i -th month of the year ($i = jan, feb, mar, apr, may, jun, jul, aug, sep, oct, nov, dec$), and 0 otherwise;

$a_{jan}, a_{feb}, a_{mar}, a_{apr}, a_{may}, a_{jun}, a_{jul}, a_{aug}, a_{sep}, a_{oct}, a_{nov}, a_{dec}$ – regression coefficients for subsequent months;

e_t – error term.

The last analysed anomaly was the effect of the half of the year, where the verified model was:

$$r_t = a_I x_{I,t} + a_{II} x_{II,t} + e_t, \quad (7)$$

where:

a_I, a_{II} – regression coefficients for the relevant half of the year;

$x_{I,t}, x_{II,t}$ – a dummy variable that satisfies the condition $x_{i,t} = 1$, where t is the i -th half of the year, and 0 otherwise;

e_t – error term.

The models presented above, estimated by OLS, might yield incorrect estimations of model parameters due to the fact that they operate on the basis of financial data. Therefore, in order to take into account the presence of autocorrelation and heteroscedasticity, the study was extended by using GARCH class models for companies in which the anomaly was found. As the most commonly used model is GARCH(1,1) (Piontek, 2004), equations (1), (6) and (7) were extended by adding a lag for the rate of return and an equation describing the conditional variance σ_t^2 . They took the following forms:

$$r_t = ar_{t-1} + a_{mon}x_{mon,t} + a_{tue}x_{tue,t} + a_{wed}x_{wed,t} + a_{thu}x_{thu,t} + a_{fri}x_{fri,t} + e_t, \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2,$$

$$r_t = ar_{t-1} + a_{jan}x_{jan,t} + a_{feb}x_{feb,t} + a_{mar}x_{mar,t} + a_{apr}x_{apr,t} + a_{may}x_{may,t} + a_{jun}x_{jun,t} + a_{jul}x_{jul,t} + a_{aug}x_{aug,t} + a_{sep}x_{sep,t} + a_{oct}x_{oct,t} + a_{nov}x_{nov,t} + a_{dec}x_{dec,t} + e_t, \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2,$$

$$r_t = ar_{t-1} + a_I x_{I,t} + a_{II} x_{II,t} + e_t, \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2,$$

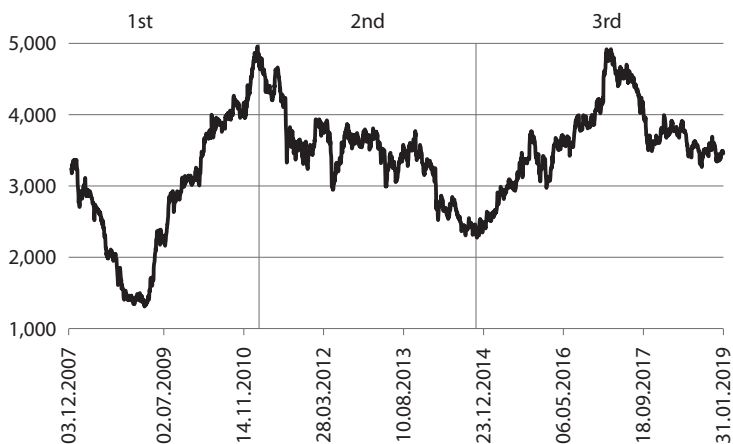
where $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \geq 0$.

4. Results

The trading history of the WIG-food index (Figure) indicates that during the audited period there was a change in the stock market situation. After a period of crisis between 2007 and 2009, there was a growth, followed by a relapse of the crisis from 2011 onwards due to several factors, including problems of the eurozone. For this reason, the whole period was divided into three shorter sub-periods. These were: the

1st sub-period from 3 December 2007 to 9 March 2011, the 2nd sub-period from 10 March 2011 to 13 November 2014, and the 3rd sub-period from 14 November 2014 to 31 January 2019. In Figure, vertical lines separate individual sub-periods from each other. The first sub-period is the period of the financial crisis and just after it. The second sub-period is the time of the economic upturn, and the third one is the time characterised by the volatility of the economic situation, including a significant economic upturn. The research ends in early 2019, as the author did not want to include another crisis caused by a pandemic outbreak in the research.

Figure. Quotations of the WIG-food index in the years 2007–2019



Source: author's work based on data from stooq.pl.

Logarithmic rates of return were determined for daily closing prices of food companies and the WIG-food index. They were divided into particular days of the week and average rates of return were calculated for the three sub-periods (Tables 2–4).

The first sub-period of the research, due to the financial crisis occurring at that time, was characterized by a high volatility of price quotations and return rates. Analysing extreme values for each company, it could be observed that the highest average rates of return occurred on Wednesdays, and the lowest on Mondays and Tuesdays. In the case of the WIG-food index, the highest rates were observed on Fridays, and the lowest on Mondays. In the whole first sub-period, the most positive average rates of return occurred on Wednesdays, and the most negative ones on Mondays.

Table 2. Average daily rates of return in % results in the first sub-period

Company	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
Ambra	-0.1140	0.0045	-0.0386	-0.3622	0.3375
Astarta	0.0053	0.1687	0.0780	0.6395	-0.0657
Atlantapl	0.2479	-0.4658	0.2798	0.1340	-0.1072
Gobarto	-0.5151	0.1643	0.1503	-0.3820	-0.3699
Helio	0.1640	-0.1949	-0.0606	0.2868	0.2866
Indykpol	-0.0171	-0.0780	-0.2432	-0.2397	0.0504
Kernel	0.0886	0.0659	0.1419	0.2488	0.2080
Kruszwica	-0.0637	0.1432	0.0569	0.0082	0.2006
Makaronpl	-0.2156	-0.0011	-0.0533	0.3317	0.1495
Mbws	0.0412	-0.2095	0.2352	-0.5367	-0.0319
Pamapol	-0.3353	-0.1509	0.2769	-0.4142	-0.3292
Pepees	-0.2244	-0.4095	0.1654	0.1371	-0.0193
Seko	-0.0032	-0.0975	0.0699	-0.1066	-0.2197
Wawel	-0.3933	0.1771	0.1916	-0.0466	0.4800
WIG-food index	-0.0736	0.0448	0.0757	0.0239	0.1608

Source: author's work based on data from stooq.pl.

In the second analysed sub-period, where negative average rates of return prevailed, the largest number of extremely high rates of return for the surveyed companies occurred on Tuesdays, and the largest number of extremely low rates of return on Mondays. This result coincides with the maximum value of 0.39% for Tuesday and the minimum of -0.82% for Monday. However, considering the number of positive and negative returns for companies on particular days of the week, the most positive values appeared on Tuesdays and Fridays, and the most negative ones on Mondays and Wednesdays. In the case of the WIG-food index, the extremely high average rate of return occurred on Tuesdays and the lowest on Thursdays (Table 3).

Table 3. Average daily rates of return in % results in the second sub-period

Company	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
Ambra	-0.2833	0.2515	0.0289	-0.1730	0.2583
Astarta	-0.1985	0.3617	-0.0535	-0.5729	-0.3501
Atlantapl	-0.5970	0.3884	0.0147	0.0719	0.0328
Gobarto	-0.3200	0.1436	-0.0590	-0.2254	0.0201
Helio	-0.4096	0.1029	-0.0892	-0.2223	0.0952
Indykpol	-0.1211	-0.0345	-0.0299	0.1057	-0.0293
Kernel	-0.0341	0.0346	-0.2620	-0.2984	-0.1105
Kruszwica	0.0248	0.0534	-0.2137	-0.0408	0.0667
Makaronpl	0.1915	0.0476	-0.2853	-0.2423	0.1892
Mbws	-0.3827	0.3290	-0.0490	-0.7730	-0.0396
Pamapol	-0.8165	-0.2062	-0.1734	-0.0826	0.0204
Pepees	-0.1637	-0.1773	0.1085	-0.2154	0.3765
Seko	-0.1530	-0.2458	-0.3483	0.3753	0.1045
Wawel	0.0899	0.0833	-0.0300	0.1809	0.1081
WIG-food index	-0.0326	0.0751	-0.1670	-0.2089	-0.0597

Source: author's work based on data from stooq.pl.

In the third sub-period, the largest number of extremely high average rates of return for individual companies occurred on Wednesdays and Thursdays. Extremely low values usually occurred on Tuesdays. This did not translate into a number of positive and negative rates of return. Most positive values were observed on Fridays and most negative ones on Mondays. The maximum value for the considered companies in the whole period amounted to 0.35% and occurred on Thursdays, and the minimal value, equal to -0.38%, on Tuesdays. In the case of the WIG-food index, the highest values occurred on Tuesdays and the lowest on Wednesdays, as demonstrated in Table 4.

Table 4. Average daily rates of return in % results in the third sub-period

Company	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
Ambra	0.0150	0.1495	0.0927	0.0656	-0.0047
Astarta	-0.0165	0.0458	-0.0916	0.1476	0.0091
Atlantapl	-0.1326	-0.0833	-0.0808	-0.0872	0.2011
Gobarto	-0.0696	-0.0777	0.0703	0.1524	-0.0525
Helio	0.1677	-0.3847	0.2554	-0.0139	0.1511
Indykol	-0.0289	0.0261	-0.0552	-0.0927	0.3074
Kernel	0.0163	-0.1928	0.3057	0.2479	0.0213
Kruszwica	0.2084	-0.1232	-0.0325	-0.1380	0.0665
Makaronpl	-0.2956	0.0937	-0.1721	0.3539	-0.0548
Mbws	-0.2386	-0.0301	-0.1525	-0.1808	-0.1568
Pamapol	0.1307	-0.2705	0.2542	-0.0872	0.0351
Pepees	-0.0814	0.1092	0.1225	0.1727	0.0655
Seko	-0.0793	-0.1101	-0.0499	0.2174	0.3180
Wawel	-0.0009	0.0267	0.1100	-0.0651	-0.0899
WIG-food index	0.0196	-0.0815	0.1881	0.1080	-0.0354

Source: author's work based on data from stooq.pl.

The next step was to estimate the parameters of model (1) to indicate the companies and sub-periods in which the hypothesis of the total equality of the model parameters was rejected. The research was carried out using Gretl software for the significance level 0,05. Only two such cases were found in all sub-periods examined (Table 5). All parameters of model (1) that were significantly different from each other for individual days of the week occurred for Wawel in the first sub-period and Astarta in the second sub-period.

Table 5. Cases of rejection of the null hypothesis about the significance of model (1) parameters

Company	Sub-period	F	p-value
Wawel	1st	2.7742	0.0171
Astarta	2nd	3.0133	0.0105

Source: author's work based on data from stooq.pl.

Then, individual variables of model (1) were verified. Table 6 presents the results of the statistical study of the significance of the impact of particular days of the week on the value of daily rates of return. For the 14 companies and one stock exchange index in the three sub-periods examined, individual variables of the model were relevant only in seven cases. It should be remembered, however, that the null hypothesis (2) was rejected only for two companies: Astarta in the second sub-period and Wawel in the first sub-period. In the case of these companies, statistically significant factors occurred on Thursdays (for Astarta) and on Mondays and Fridays (for Wawel). Considering all the sub-periods, it can be concluded that the most statistically significant single model variables occurred for Thursday.

Table 6. Cases of rejection of the hypothesis about the significance of individual variables ($a_{mon}, a_{tue}, a_{wed}, a_{thu}, a_{fri}$) in model (1)

Company	Sub-period	Mon	Tue	Wed	Thu	Fri
Astarta	1st	0.0053	0.1687	0.0780	0.6395*	-0.0657
Wawel	1st	-0.3933*	0.1771	0.1916	-0.0466	0.4800*
Astarta	2nd	-0.1985	0.3617	-0.0535	-0.5729*	-0.3501
Mbws	2nd	-0.3827	0.3290	-0.0490	-0.7730*	-0.0396
Pamapol	2nd	-0.8165*	-0.2062	-0.1734	-0.0826	0.0204
Kernel	3rd	0.0163	-0.1928	0.3057*	0.2479	0.0213
WIG-food index	3rd	0.0196	-0.0815	0.1881*	0.1080	-0.0354

Note. * – statistically significant value at the significance level of 0.05.

Source: author's work based on data from stooq.pl.

By performing a similar reasoning as in the case of the effect of the day of the week, model (6) was verified. The hypothesis about the total equality of the parameters of model (6) was rejected in two cases (Table 7). Parameters of model (6) significantly different from each other for individual months of the year occurred for Pamapol and Seko in the first sub-period.

Table 7. Cases of rejection of the null hypothesis about the significance of model (6) parameters in the first sub-period

Company	F	p-value
Pamapol	2.3331	0.0061
Seko	1.8196	0.0414

Source: author's work based on data from stooq.pl.

Considering individual model (6) coefficients, statistically significant parameters appeared in 19 cases (Table 8). Most of them occurred in the first sub-period. March turned out to be the month with the largest number of rejections of the null hypothesis about the lack of significance of individual parameters.

Table 8. Cases of rejection of the hypothesis about the significance of individual variables $(a_{jan}, a_{feb}, a_{mar}, a_{apr}, a_{may}, a_{jun}, a_{jul}, a_{aug}, a_{sep}, a_{oct}, a_{nov}, a_{dec})$ in model (6)

Specification	Sub-period	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
Astarta	1st	-0.1549	0.2184	0.9469*	0.4988	0.4199	-0.3178	0.4705	0.1845	-0.3536	-0.2833	0.3540	0.0686
Helio	1st	-0.3245	0.3663	-0.1458	0.7518*	0.0620	-0.3031	0.6898	-0.2394	0.1812	-0.1847	0.0069	0.2299
Indykpol	1st	-0.2497	-0.1972	0.1504	0.9392*	-0.5103	-0.4246	0.1326	0.2758	-0.3379	-0.4939	-0.0282	-0.4095
Kernel	1st	0.3864	0.6489	-0.2390	0.8360*	0.6811	-0.1682	0.0560	0.0127	-0.5692	-0.6976	0.1198	0.5715
Makaronpl	1st	-0.1333	-0.0091	0.3519	0.4102	0.7013	-0.3211	-0.1588	0.0852	-0.0164	-0.3579	-0.2600	0.2282
Pamapol	1st	-1.2216*	-0.4113	1.2200*	0.2327	-0.6032	-0.4307	-0.1894	0.4690	-0.2884	-0.3861	-0.3456	-0.1410
Seko	1st	-0.5196	-0.3655	1.2374*	-0.4359	0.2206	-0.4932	0.2701	-0.0669	-0.1743	-0.1144	-0.1280	-0.1979
Wawel	1st	-0.1325	0.1557	0.3126	0.0910	0.0109	-0.3733	0.6288*	0.1869	-0.1681	0.1825	0.3534	-0.1879
WIG-food index	1st	0.0127	0.0794	0.0892	0.4321*	0.3439	-0.3223	0.1610	0.1052	-0.1142	-0.2564	0.0390	0.0198
Astarta	2nd	0.2767	0.0651	-0.5743	-0.4206	0.2292	0.0721	0.2328	-0.1250	-0.1500	-0.4328	-0.9310*	-0.2314
Atlantapl	2nd	1.0999*	0.6133	-0.2952	-0.1762	-0.0826	0.2795	0.1383	0.0037	-0.9121*	-0.0199	0.1798	-0.8630
Mbws	2nd	0.4024	-0.1783	-1.0230*	-0.3882	-0.3384	-0.3970	-0.6255	0.2843	0.2898	0.1049	-0.3504	0.1944
Seko	2nd	0.4875	0.2309	-0.0337	-0.3374	0.4084	-0.0962	-1.1579*	-0.2403	0.1514	0.0307	0.5663	-0.5016
WIG-food index	2nd	0.1244	-0.0410	-0.3514*	-0.1318	-0.1130	-0.0622	0.0618	-0.1609	-0.0310	0.0147	-0.0949	-0.1755
Atlantapl	3rd	-0.1159	-0.6301*	-0.1758	0.0374	0.2705	-0.4289	0.0603	0.1763	-0.1022	-0.1535	-0.0453	0.5592*
Gobarto	3rd	0.1122	0.1235	-0.2137	0.0386	0.3904	-0.0615	0.0526	0.2248	-0.5325*	0.2811	-0.0538	-0.2722
Kruszwica	3rd	0.0868	-0.1336	0.3199	0.1346	0.3439	-0.2188	0.1247	-0.2960	-0.4501*	0.1072	0.0963	-0.1740

Note. * – statistically significant value at the significance level of 0.05.

Source: author's work based on data from stooq.pl.

The last examined anomaly was the half-year effect. Model (7), whose parameters were verified, became the starting point. It turned out that there was no company or a sub-period in which the hypothesis of the total equality of the model parameters would be rejected. While considering individual variables of the model (Table 9), only two cases of their relevance occurred in the whole period of the study. One of them occurred in the first half of the year (Kernel, 1st sub-period), and the second, when it occurred in the second half of the year (Mbws, 3rd sub-period).

Table 9. Cases of rejection of the hypothesis about the significance of individual variables (a_t, a_{1t}) in model (7)

Company	Sub-period	I half of the year	II half of the year
Kernel	1st	0.3557*	-0.0657
Mbws	3rd	-0.0185	-0.2762*

Note. * – statistically significant value at the significance level of 0.05.

Source: author’s work based on data from stooq.pl.

The basis for further analysis of companies for which anomalies were found were the residuals of models (1), (6), (7) and the squares of their residuals. The occurrence of the first-order autocorrelation (Ljung-Box test) and the ARCH effect (verified by the LM test) resulted in the use of the GARCH(1,1) model for companies in which the anomalies were found. The results are presented in Table 10. The OLS estimation results are also included for comparison. In the case of Pamapol, Seko and Mbws, the results are not presented due to the fact none of the conditions underlying the application of the GARCH model were met.

The estimation of the models (8)–(10) gave similar results. However, the use of a conditional variance in the model resulted in smaller error estimates of individual parameters, which improved the quality of the models. Sums of alpha and beta parameters were smaller than unity but close to 1. Past information is therefore important in explaining current values.

Individual statistically significant variables indicate that there is variability over time, both in the case of days of the week and months of the year. For the Polish market, this volatility is also visible for earlier years (although to a lesser extent). Buczek (2005) emphasizes the disappearance of the effect of Monday in favour of Friday. Also in the case of the Turkish market, Balaban (1995) claims that the effect of the day of the week changes over time.

Table 10. Estimation results of models (1), (7), (8) and (10) for selected companies

Company	Sub-period and model	Results					r_{t-1}	α_1	β_1
Day of the week									
		Mon	Tue	Wed	Thu	Fri			
Wawel	1st: (1)	-0,3933 (0,1802)*	0,1771 (0,1785)	0,1916 (0,1752)	-0,0466 (0,1845)	0,4800 (0,1832)*	.	.	.
	(8) ^a	-0,3575 (0,1658)*	0,1422 (0,1596)	0,1540 (0,1577)	0,0188 (0,1678)	0,4079 (0,1646)*	0,0190 (0,0364)	0,0395 (0,0113)*	0,9571 (0,0153)*
Astarta	2nd: (1)	-0,1985 (0,2042)	0,3617 (0,2042)	0,0535 (0,2015)	-0,5729 (0,2031)*	-0,3501 (0,2036)	.	.	.
	(8) ^b	-0,0800 (0,1640)	0,4532 (0,1633)*	0,0275 (0,1638)	-0,4136 (0,1750)*	-0,0172 (0,1740)	0,0732 (0,0407)	0,3299 (0,0649)*	0,4396 (0,0842)*
Half of the year									
		I		II					
Kernel	1st: (7)	0,3557 (0,1601)*		-0,0657 (0,1635)		.	.	.	
	(10) ^c	0,3310 (0,1476)*		0,1131 (0,1339)		-0,0782 (0,0405)	0,1053*	0,8620*	

Note. Standard errors of the parameter estimates are given in brackets. * – statistically significant value at the significance level of 0.05. a LB = 6.18*, LM(1) = 5.29*. b LB = 19.43*, LM(1) = 59.51*. c LB = 19.43*, LM(1) = 59.51*.

The observed calendar effects may result from different relationships between companies. Studies by Dudek (2008) show the influence of past price changes of a dominant company in a given industry on price changes of other companies from that industry. This could explain the observed effects of Wawel, Astarta, Kernel and Mbws.

5. Conclusions

The research concerned companies belonging to one of the industry indices, i.e. the food sector and the WIG-food index. The aim of the research was to verify whether the calendar effects occur in the case of companies from the food industry and WIG-food index. The research focused on the effects of the day of the week, the month of the year, and the half of the year. Regarding daily rates of return on the particular days of the week, the lowest of them were observed on Mondays in the 1st and 2nd sub-period. In the 3rd sub-period, the lowest rates of return occurred on Tuesdays. The highest rates of return varied depending on the period considered.

The effect of the day of the week was observed, using the regression model, for Wawel in the first sub-period and for Astarta in the second. In the case of Wawel, the results for Mondays and Fridays turned out to be statistically significant, whereas in the case of Astarta statistically significant results occurred on Thursdays. The effect of the month of the year was observed for Pamapol and Seko, both in the first sub-period. The month where statistically significant results of return rates occurred was March and additionally January (for Pamapol). The half of the year effect did not occur among the surveyed companies. It should be noted, however, that for the majority of the analysed companies, higher average rates of return occurred in the first half of the year, although they were not statistically significant. In addition, the studied effects were disappearing from period to period.

References

- Abraham, N. (2016). Do Monthly Anomalies Still Exist as a Profitable Investment Strategy: Evidence Based on the Singapore Stock Market. *Central European Review of Economics & Finance*, 16(6), 17–32.
- Abu Zarour, B. (2007). The Halloween Effect Anomaly: Evidence from Some Arab Countries Equity Markets. *Studies in Business and Economics*, 13(1), 68–76. <https://doi.org/10.29117/sbe.2007.0031>.
- Balaban, E. (1995). Day of the week effects: new evidence from an emerging stock market. *Applied Economics Letters*, 2(5), 139–143. <https://doi.org/10.1080/135048595357465>.
- Bashir, S., & Adeleke, O. (2019). Impact Of Calendar Anomaly Effects And Stock Price Volatility On Performance Of Stock Market Return In Nigeria (1986 – 2018). *International Journal of*

- Innovative Finance and Economics Research*, 7(4), 50–73. <https://seahipaj.org/journals-ci/dec-2019/IJIFER/full/IJIFER-D-5-2019.pdf>.
- Borowski, K. (2018). Wykorzystanie barometru stycznia i grudnia na przykładzie 88 spółek notowanych na GPW [w] Warszawie. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (4, part 2), 5–18. <http://dx.doi.org/10.18276/frfu.2018.94/2-01>.
- Brealey, R., & Myers, S. C. (2006). *Corporate Finance* (International Edition). New York: McGraw-Hill.
- Buczek, S. B. (2005). *Efektywność informacyjna rynków akcji: teoria a rzeczywistość*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Budka, K., Kosiński, D., & Sobczak, A. (2017). Występowanie anomalii kalendarzowych na przykładzie wybranego sektora GPW w Warszawie. *Journal of Capital Market and Behavioral Finance*, 3(7), 7–16. http://www.jcmbf.uni.lodz.pl/publikacje/numer7/2_Budka,%20Kosi%C5%84ski,%20Sobczak.pdf.
- Caporale, G. M., & Plastun, A. (2019). The Day of the Week Effect in the Cryptocurrency Market. *Finance Research Letters*, 31, 258–269. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.11.012>.
- Dragota, V., & Oprea, D. S. (2014). Informational efficiency tests on the Romanian stock market: a review of the literature. *The Review of Finance and Banking*, 6(1), 15–28.
- Dudek, A. (2008). Analiza współzależności kursów akcji spółek branży cukierniczej. In D. Kopycińska (Ed.), *Konkurencyjność podmiotów rynkowych* (pp. 114–124). Szczecin: Print Group Daniel Krzanowski.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>.
- French, K. R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5).
- Gibbons, M., & Hess, P. (1981). Day of the Week Effects and Asset Returns. *The Journal of Business*, 54(4), 579–596.
- Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie. (1999). *Rocznik Giełdowy 1999*. Warszawa. https://www.gpw.pl/biblioteka-gpw-wiecej?gpwl_id=126&title=Rocznik+gie%C5%82dowy+1999.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock Market Seasonality: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469–481. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90044-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90044-2).
- Harris, L. (1986). A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 16(1), 99–117. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90044-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90044-9).
- Jaffe, J., & Westerfield, R. (1989). Is there a monthly effect in stock market return?: Evidence from foreign countries. *Journal of Banking and Finance*, 13(2), 237–244. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90062-9](https://doi.org/10.1016/0378-4266(89)90062-9).
- Keim, D., & Stambaugh, R. (1986). Predicting Returns in Stock and Bond Markets. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 357–390. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90070-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90070-X).
- Keller, J. (2015). Efekt dnia tygodnia w różnych segmentach rynku głównego GPW. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 1(74), 69–79. <https://doi.org/10.18276/frfu.2015.74/1-06>.
- Kinateder, H., Weber, K., & Wagner, N. (2019). Revisiting Calendar Anomalies in Bricks Countries. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 22(2), 213–236. <https://doi.org/10.21098/bemp.v22i2.1092>.

- Kohers, T., & Kohli, R. K. (1991). The Anomalous Stock Market Behavior of Large Firms in January: The Evidence from the S&P Composite and Component Indexes. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 30(3), 14–32.
- Kompa, K., & Matuszewska, A. (2007). Analiza wybranych własności indeksów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. *Quantitative Methods in Economics*, 8, 55–64.
- Kumar, H., & Rachna, J. (2017). Efficient Market Hypothesis and Calendar Effects: Empirical Evidences from the Indian Stock Markets. *Business Analyst*, 37(2), 145–160.
- Landmesser, J. (2006). Efekt dnia tygodnia na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (60), 187–196. https://sj.wne.sggw.pl/pdf/EIOGZ_2006_n60_s187.pdf.
- Lizińska, J. (2017). Emerging market regularities – the case of monthly effects on the Warsaw Stock Exchange. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, (2), 353–362. <https://doi.org/10.18276/firfu.2017.86-29>.
- Mishra, S. (2017). Volatility and Calendar Anomaly Through Garch Model: evidence from the Selected G20 Stock Exchanges. *International Journal of Business and Globalisation*, 19(1), 126–144. <http://doi.org/10.1504/IJBG.2017.085105>.
- Muhammad, N. M. N., & Rahman, N. M. N. A. (2010). Efficient Market Hypothesis and Market Anomaly: Evidence from Day-of-the Week Effect of Malaysian Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 2(2), 35–42. <https://doi.org/10.5539/ijef.v2n2p35>.
- Obalade, A., & Muzindutsi, P. (2019). Time-Varying Calendar Anomaly in African Stock Markets: Application of Garch Models. *Journal of Global Business and Technology*, 15(2), 1–16. https://gbata.org/wp-content/uploads/2020/08/JGBAT_Vol15-2-FullText.pdf.
- Piontek, K. (2004). Zastosowanie modeli klasy ARCH do opisu własności szeregu stóp zwrotu indeksu WIG. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. Ekonometria*, 14(1021), 152–169.
- Qadan, M., Aharon, D., & Eichel, R. (2021). Seasonal and Calendar Effects and the Price Efficiency of Cryptocurrencies. *Finance Research Letters*. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102354>.
- Ritter, J. R., & Chopra, N. (1989). Portfolio Rebalancing and the Turn-of-the-Year Effect. *The Journal of Finance*, 44(1), 149–166. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02409.x>.
- Rogalski, R. (1984). New Findings Regarding Day of the Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note. *The Journal of Finance*, 39(5), 1603–1614. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb04927.x>.
- Roll, R. (1983). On Computing Mean Return and the Small Firm Premium. *Journal of Financial Economics*, 12(3), 371–386. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90055-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90055-7).
- Rossi, M. (2015). The efficient market hypothesis and calendar anomalies: a literature review. *International Journal of Managerial and Financial Accounting*, 7(3–4), 285–296. <https://doi.org/10.1504/IJMFA.2015.074905>.
- Rozeff, M. S., & Kinney Jr., W. R. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379–402. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3).
- Sakakibara, S., Yamasaki, T., & Okada, K. (2013). The Calendar Structure of the Japanese Stock Market: ‘Sell in May Effect’ versus ‘Dekansho-bushi Effect’. *International Review of Finance*, 13(2), 161–185. <https://doi.org/10.1111/irfi.12003>.

- Singh, S., & Das, C. (2020). Calendar Anomalies in the Banking and IT Index: the Indian Experience. *Asian Economic and Financial Review*, 10(4), 439–448. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2020.104.439.448>.
- Skrodzka, W. M., & Włodarczyk, A. (2004). Anomalie kalendarzowe na polskim rynku finansowym. *Wiadomości Statystyczne*, 49(5), 37–53.
- Smirlock, M., & Starks, L. (1986). Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 197–210. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90011-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90011-5).
- Szymański, M., & Wojtalik, G. (2019). Efekty kalendarzowe na alternatywnych rynkach giełdowych w Warszawie i Londynie. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 113, 317–339. <https://doi.org/10.26485/SPE/2019/113/18>.
- Szyszka, A. (2003). *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*. Poznań: Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Tinic, S. M., & West, R. R. (1984). Risk and Return: January vs. the Rest of the Year. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 561–574. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90016-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90016-3).
- Zaremba, A., Konieczka, P., Okoń, S., & Nowak, A. (2016). The Low Price Anomaly: the Intriguing Case of the Polish Stock Market. *Engineering Economics*, 27(2), 163–174. <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.27.2.13490>.
- Zaremba, A., & Żmudziński, R. (2014). The Low Price Effect on the Polish Market. *e-Finanse: Financial Internet Quarterly*, 10(1), 69–85. <https://finquarterly.com/archives/?number=36&id=81>.

Zróŝnicowanie wynagrodzenia pracy najemnej i opłaty pracy własnej rolników w krajach UE

Renata Grochowska^a, Aldona Skarżyńska^b

Streszczenie. Utrzymująca się od wielu lat tendencja spadkowa liczby rolników i członków ich rodzin pracujących w gospodarstwach rolnych zmusza do korzystania z najemnej siły roboczej, co istotnie wpływa na kwestie opłaty pracy w rolnictwie unijnym. Celem badania omawianego w artykule jest określenie różnic w poziomie zaangażowania najemnej siły roboczej w gospodarstwach rolnych w krajach UE oraz stopnia opłaty pracy rolnika i członków jego rodziny, jaką zapewnia dochód z gospodarstwa. Osiągnięcie tego celu wymagało ustalenia długości czasu pracy najemnej w gospodarstwach rolnych i wysokości wynagrodzenia za godzinę pracy najemnej. Zbadano także wpływ dopłat do działalności operacyjnej gospodarstw – przysługujących w ramach Wspólnej Polityki Rolnej – na opłacenie pracy rolników. Przedmiotem badania były gospodarstwa towarowe prowadzące rachunkowość rolną FADN w 28 krajach UE. W analizie wykorzystano wyniki standardowe FADN EU. Ocenie poddano średnie wyniki z dwóch okresów obejmujących lata 2015–2017 i 2018–2019. Do porównania parametrów charakteryzujących gospodarstwa w poszczególnych krajach oraz w obu okresach badania zastosowano analizę poziomą i pionową.

Przeprowadzone badanie wskazuje na rosnące zapotrzebowanie na najemną siłę roboczą w gospodarstwach rolnych w UE, co zwiększa udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa. Wskazane jest więc kontynuowanie wsparcia publicznego w ramach polityki rolnej, które przyczynia się do generowania dochodów gospodarstw rolnych na akceptowalnym poziomie. Jak bowiem wynika z badania, godzinowe stawki wynagrodzenia pracowników najemnych w większości krajów UE przewyższyły dochód bez dopłat przypadający na godzinę pracy własnej rolnika, a taka sytuacja – z punktu widzenia rolników – podważa ekonomiczną zasadność kontynuacji produkcji rolnej.

Słowa kluczowe: praca najemna, opłata pracy własnej, dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego, dopłaty

JEL: D24, D33, J43, Q18

Variability of hired labour wages and farmers' own labour remuneration across EU countries

Abstract. The consistent downward trend in the number of farmers and their family members working on farms, observed for many years, forces farmers to use hired labour, which significantly affects issues related to the payment for labour in EU agriculture. The aim of the study

^a Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska / Institute of Agricultural and Food Economics – National Research Institute, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0102-953X>. Autor korespondencyjny / Corresponding author,
e-mail: renata.grochowska@ierigz.waw.pl.

^b Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Polska / Institute of Agricultural and Food Economics – National Research Institute, Poland.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0912-0837>. E-mail: aldona.skarzynska@ierigz.waw.pl.

discussed in the article is to assess the differences in the level of hired labour on farms in EU countries and the remuneration of farmers and their family members, which is provided for by the income of the farm. In order to achieve this goal, it was necessary to determine the amount of time of hired work on farms and the remuneration per hour of hired work. The article also examines the effect the Common Agricultural Policy subsidies supporting the farms' operating activity have on farmers' remuneration. The subject of the study focused on commercial farms keeping FADN agricultural accounting in 28 EU countries. Standard results of the FADN EU were used in the analysis. The average results of two periods which included the years 2015–2017 and 2018–2019 were assessed. Horizontal and vertical analyses were used to compare the parameters characterising farms in individual countries in both periods of the study.

The conducted research indicates a growing demand for hired labour on farms in the EU, which increases the share of the cost of hired workers in the total costs of a farm. Therefore, it is advisable to continue public support in the framework of the agricultural policy, which contributes to the generation of farm income at an acceptable level. As the study shows, the hourly wages of hired workers in most EU countries exceeded the per hour, unsubsidised income resulting from a farmer's own labour, and such a situation – from the farmers' point of view – undermines the economic viability of continuing agricultural production.

Keywords: hired labour, remuneration of own labour, family farm income, subsidies

1. Wprowadzenie

Zjawiska zachodzące na rynku pracy doczekały się wielu interpretacji z punktu widzenia dwóch przeciwstawnych nurtów ekonomii: neoklasycznego i keynesowskiego. W wyniku wieloletnich dociekań powstały liczne teorie dotyczące np. naturalnej stopy bezrobocia, poszukiwań na rynku pracy, kapitału ludzkiego, kontraktów domniemanych czy segmentacji rynku pracy, które w odmienny sposób próbują wyjaśnić zachodzące na nim zjawiska (Kotlorz, 1995). Dynamiczne zmiany warunków gospodarczych prowadzą do modyfikacji i rozwijania istniejących lub tworzenia nowych koncepcji i podejść badawczych. Współczesne teorie rynku pracy opierają się na analizie zmian na poziomie makroekonomicznym, z uwzględnieniem powiązań pomiędzy procesami zachodzącymi na rynku pracy i innych rynkach funkcjonujących w gospodarce, jak też mikroekonomicznym, związanym z zachowaniami podmiotów gospodarczych (Dylkiewicz, 2014; Ziębakowski, 2019).

W Unii Europejskiej obserwuje się znaczące zróżnicowanie funkcjonowania rynków pracy, wynikające z poziomu rozwoju gospodarczego, jednostkowych kosztów pracy, znaczenia poszczególnych sektorów w gospodarce (w tym rolnictwa) czy sfery instytucjonalnej. Postępująca globalizacja i integracja międzynarodowa, wdrażanie nowych technologii i organizacji systemów produkcyjnych stają się dodatkową przyczyną zmian na rynku pracy.

W rolnictwie unijnym od wielu lat utrzymuje się tendencja spadkowa dotycząca liczby osób pracujących. W latach 2005–2020 średni wskaźnik spadku nakładów pracy wynosił rocznie 2,5%. W 2020 r. w porównaniu z 2019 r. spadek wzrósł do 2,8%. Zasoby pracy w rolnictwie gwałtownie maleją w prawie wszystkich krajach członkowskich. W latach 2005–2020 największe spadki odnotowano w Bułgarii (śred-

nio na rok $-8,0\%$), na Słowacji $(-5,5\%)$, w Estonii $(-4,9\%)$ i na Łotwie $(-4,5\%)$. Wyjątkiem od tej tendencji były Malta i Irlandia, gdzie zasoby siły roboczej nieznacznie się zwiększyły (odpowiednio $+1,5\%$ i $+0,5\%$; Eurostat, 2021).

Zmniejszanie się zasobów pracy w rolnictwie spowodowane jest w dużej mierze znaczącymi zmianami strukturalnymi w tym sektorze. Wśród głównych zidentyfikowanych czynników zmian wymienia się: postęp technologiczny, akcesję do UE, lukę dochodową między alternatywnymi sektorami gospodarki oraz wiek i wykształcenie (European Parliament, 2019). Prognozy Komisji Europejskiej dla rolnictwa unijnego do 2030 r. przewidują, że odpływ siły roboczej będzie postępował, choć w wolniejszym tempie niż dotychczas (European Commission, 2020). Według szacunków w 2030 r. zasoby pracy w rolnictwie unijnym mogą wynosić ok. 7,7 mln pracujących, przy rocznym spadku o 2%.

Obecnie w rolnictwie intensywnie wykorzystuje się nowe technologie związane z takimi innowacjami cyfrowymi, jak czujniki zdalne, pojazdy zrobotyzowane, automatyczne systemy nawadniające oraz inne inteligentne technologie rolnicze. Koncentracja sektora rolnego wraz z rosnącą wielkością gospodarstw rolnych i malejącą ich liczbą przyspiesza stosowanie praktyk rolniczych wymagających nowoczesnych technologii. Wynika to z większych możliwości ich finansowania przez duże gospodarstwa. Komisja Europejska przewiduje jednak, że obecny trend zorientowany na zwiększone wykorzystanie nowych technologii w rolnictwie spowoduje wzrost kosztów pracy, ponieważ sektor ten będzie wymagał wykwalifikowanych pracowników najemnych (European Commission, 2020; European Parliament, 2019).

Badacze analizujący kwestie zatrudnienia w rolnictwie w niewielkim stopniu skupiają się na najemnej sile roboczej. Dzieje się tak głównie dlatego, że rolnictwo unijne opiera się przede wszystkim na samozatrudnieniu w gospodarstwach rodzinnych, w których dochód uzyskiwany przez rolnika i członków jego rodziny w dużej mierze odzwierciedla dochody gospodarstw rolnych. Liczne badania wskazują jednak na zróżnicowanie zdolności generowania dochodów zapewniających opłatę pracy rolnika i członków jego rodziny, a także pokrycia kosztu pozostałych czynników wytwórczych (np. Coppola i in., 2020; Parzonko i Bórawski, 2020; Wojewodziec i in., 2015). Wpływ Wspólnej Polityki Rolnej (WPR) na dochody gospodarstw rolnych nie jest jednoznaczny (np. Ciliberti i Frascarelli, 2018; Minviel i Latruffe, 2017; Rizov i in., 2013). Także instrumenty stosowane w ramach tej polityki w różny sposób oddziałują na siłę roboczą w rolnictwie – czasami przynoszą odwrotne skutki, w zależności od charakteru i skali inwestycji, wykorzystania dopłat przez prowadzących gospodarstwa (np. zatrudnianie dodatkowych pracowników lub mechanizacja zastępująca pracę ludzką) oraz innych czynników sektorowych, podatkowych, społecznych i środowiskowych (Dupraz i Latruffe, 2015; European Parliament, 2019).

Zmiany strukturalne zachodzące w rolnictwie (spadek liczby gospodarstw i wzrost ich powierzchni) wydają się korzystne dla zapewnienia oczekiwanej podaży żywności, mogą jednak znacząco wpływać na rodzinny model rolnictwa w UE. Wprawdzie badania Mikołajczyka i Sroki (2018) przeprowadzone wśród polskich gospodarstw wykazały, że najwyższe wynagrodzenie za pracę najemną (na poziomie porównywalnym ze średnim wynagrodzeniem w gospodarce) występowało w gospodarstwach bardzo dużych ekonomicznie¹, ale zapotrzebowanie na pracowników najemnych w rolnictwie może mieć istotne reperkusje dla dalszego funkcjonowania gospodarstw rodzinnych.

W tym kontekście warto jako problem badawczy postawić pytanie, czy uzyskanie przez pracowników najemnych wynagrodzenia wyższego niż dochód z gospodarstwa bez dopłat w ramach WPR przypadający na godzinę pracy własnej będzie sprzyjać kontynuacji działalności rolniczej. Należy przypuszczać, że ze względu na znaczące zróznicowanie rolnictwa w krajach UE zjawisko to będzie niejednakowo oddziaływać na gospodarstwa rolne.

Celem badania omawianego w artykule jest zbadanie różnic w poziomie zaangażowania najemnej siły roboczej w gospodarstwach rolnych w krajach UE oraz stopnia opłaty pracy rolnika i członków jego rodziny, jaką zapewnia dochód z gospodarstwa. Osiągnięcie tego celu wymagało ustalenia długości czasu pracy najemnej w gospodarstwach rolnych i wysokości wynagrodzenia za godzinę pracy najemnej. Zbadano także wpływ dopłat do działalności operacyjnej na stopień opłaty pracy rolnika i członków jego rodziny.

2. Metoda badania

Przedmiotem badania były gospodarstwa prowadzące rachunkowość rolną FADN (Farm Accountancy Data Network) w 28 krajach UE. FADN to europejski system zbierania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych. Dane gromadzone w tym systemie opisują sytuację ekonomiczną i finansową gospodarstw rolnych. Rachunkowość FADN jest realizowana w konwencji rachunkowości zarządczej. Informacje zbiera się według jednolitych zasad (zdefiniowanych w dokumentach Komisji Europejskiej), a gospodarstwa tworzą statystycznie reprezentatywną próbę towarowych gospodarstw rolnych funkcjonujących na obszarze UE.

¹ Wielkość ekonomiczna gospodarstwa rolnego jest określana jako suma wartości standardowych produkcji (ang. *standard output* – SO) wszystkich działalności rolniczych występujących w gospodarstwie i wyrażana wartością SO w euro. Na podstawie tak ustalonej wielkości ekonomicznej dane gospodarstwo rolne zaliczane jest do odpowiedniej klasy wielkości ekonomicznej.

SO to średnia wartość produkcji określonej działalności rolniczej (roślinnej lub zwierzęcej) uzyskana z 1 ha lub od jednego zwierzęcia w ciągu roku, w przeciętnych dla danego regionu warunkach produkcyjnych. W celu wyeliminowania wahań wartości produkcji (powodowanych np. warunkami pogodowymi czy zmianami cen produktów) do obliczeń przyjmowane są średnie z pięciu lat odpowiedniego okresu, na podstawie uśrednionych danych rocznych z określonego regionu (Pawłowska-Tyszko i in., 2020).

W analizie wykorzystano wyniki standardowe FADN EU (European Commission, b.r.). Wybór zakresu czasowego badań umożliwił pokazanie zmian, jakie odnotowano w latach 2018–2019 w porównaniu z trzyleciem 2015–2017 (oba okresy mieszczą się w jednej perspektywie finansowej obejmującej lata 2014–2020). Takie ujęcie niweluje wpływ wahań możliwych przy uwzględnieniu danych jednorocznych i pozwala z większą pewnością określić kierunek zmian. W celu porównania parametrów charakteryzujących gospodarstwa w poszczególnych krajach oraz w okresach podlegających badaniu zastosowano analizę poziomą i pionową. W badaniu posłużono się następującymi kategoriami ekonomicznymi uwzględnionymi w wynikach standardowych FADN EU wraz z ich symbolami obowiązującymi w FADN (European Commission, b.r.):

x_1 – wielkość ekonomiczna gospodarstw w euro (SE 005);

x_2 – powierzchnia użytków rolnych (UR) w ha (SE 025);

x_3 – nakłady pracy ogółem w AWU² (SE 010);

x_4 – czas pracy ogółem w h (SE 011);

x_5 – czas pracy najmnej w h (SE 021);

x_6 – czas pracy własnej w h (SE 016);

x_7 – produkcja ogółem w euro (SE 131);

x_8 – wynagrodzenie pracowników najmnych w euro (SE 370);

x_9 – koszty ogółem gospodarstwa w euro (SE 270);

x_{10} – dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego w euro (SE 420);

x_{11} – dopłaty do działalności operacyjnej w euro (SE 605).

W badaniu określono stopień opłaty pracy własnej (tj. rolnika i członków jego rodziny), jaką zapewnił dochód z gospodarstwa bez dopłat oraz łącznie z dopłatami do działalności operacyjnej. Należy zauważyć, że w rachunkowości FADN ewidencji podlegają nakłady pracy własnej³ w ujęciu ilościowym wydatkowane w procesie produkcyjnym gospodarstw, natomiast nie występuje kategoria płacy za tę pracę. Z uwagi na brak danych dotyczących rzeczywistej opłaty wycena ma zawsze charakter szacunkowy. W badaniu za miarę kosztu godziny pracy własnej przyjęto stawkę wynagrodzenia pracowników najmnych w poszczególnych krajach. Została ona obliczona jako iloraz wynagrodzenia pracy najmnej i liczby przepracowanych godzin. Przyjęcie takiego sposobu wyceny pracy własnej jest zasadne, odpowiada bowiem stawce wynagrodzenia pracowników najmnych w danej grupie gospodarstw w poszczególnych krajach i w badanych latach.

W procedurze ustalania kosztów własnych czynników wytwórczych (np. pracy) stosuje się metodę kosztu utraconych możliwości (ang. *opportunity cost*). Ten rodzaj

² Nakłady pracy ogółem (ang. *annual work unit* – AWU) to całkowite nakłady pracy ludzkiej w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego, wyrażone w jednostkach przeliczeniowych pracy = osobach pełnozatrudnionych (w Polsce od 2011 r. jest to 2120 h/rok).

³ Nakłady pracy własnej (ang. *family work unit* – FWU) to nakłady pracy w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego osób nieopłaconych (głównie członków rodziny), wyrażone w jednostkach przeliczeniowych pracy rodziny = osobach pełnozatrudnionych rodziny (Pawłowska-Tyszko i in., 2020).

kosztu jest często nazywany kosztem alternatywnym. Wartość użycia własnych czynników wytwórczych wycenia się według odpowiednich cen kalkulacyjnych (ang. *shadow prices*; Goraj i Mańko, 2011).

Stopień opłaty pracy własnej (w %) określono według formuł:

- przez dochód z gospodarstwa bez dopłat:

$$[x_{10} - x_{11} / ((x_8 / x_5) \cdot x_6)] \cdot 100; \quad (1)$$

- przez dochód z gospodarstwa z dopłatami:

$$[x_{10} / ((x_8 / x_5) \cdot x_6)] \cdot 100. \quad (2)$$

Ocenie poddano także dochód z gospodarstwa (bez dopłat i łącznie z dopłatami do działalności operacyjnej) w przeliczeniu na godzinę pracy własnej. Jego poziom był podstawą do porównania z wynagrodzeniem pracowników najemnych.

Przedmiotem badania był ponadto poziom dochodu z gospodarstwa rolnego (bez dopłat oraz łącznie z dopłatami do działalności operacyjnej). Do oceny stopnia jego zróżnicowania zastosowano pozycyjny współczynnik zmienności V_Q , rozumiany jako iloraz odchylenia ćwiartkowego Q oraz mediany Me :

$$V_Q = \frac{Q}{Me} \cdot 100. \quad (3)$$

Pozycyjny współczynnik zmienności jest wyrażany w procentach; im wyższa jego wartość bezwzględna, tym większe zróżnicowanie (zmienność) danej cechy. Może to sugerować zbiorowość niejednorodną z punktu widzenia badanej cechy (Sobczak, 2007).

Zbadano także uzależnienie gospodarstw od wsparcia w postaci dopłat do działalności operacyjnej otrzymywanych w ramach WPR.

3. Wyniki badania

W krajach UE wielkość ekonomiczna gospodarstw wyrażona w SO jest bardzo zróżnicowana. Wyniki badania pokazują, że wśród krajów UE-15⁴ najmniejszą siłą ekonomiczną charakteryzowały się gospodarstwa greckie, a największą – holenderskie. Z porównania tych skrajnych wartości wynika, że te pierwsze były słabsze w latach 2015–2017 średnio 20,8 razy, a w latach 2018–2019 – średnio 26 razy. Także wśród

⁴ Kraje tworzące UE przed 2004 r.

krajów UE-13⁵ różnice okazały się duże: w pierwszym badanym okresie wyniosły 49,9 razy, a w drugim – 24,6 razy. Najmniejszą wielkość ekonomiczną odnotowano w przypadku gospodarstw rumuńskich, a największą – w przypadku słowackich. Średnio w latach 2018–2019 w porównaniu z trzyleciem 2015–2017 wielkość ekonomiczna gospodarstw w prawie wszystkich krajach się zwiększyła; wyjątkiem były tylko gospodarstwa greckie, maltańskie i słowackie, w których wielkość ta się zmniejszyła (tabl. 1).

Tabl. 1. Wielkość ekonomiczna, powierzchnia UR i nakłady pracy w gospodarstwach rolnych w krajach UE w próbie badawczej FADN

Kraje	Wielkość ekonomiczna gospodarstwa w tys. euro SO		Powierzchnia UR gospodarstwa w ha		Nakłady pracy ogółem w AWU na 100 ha UR		Udział pracy najmniej w godzinach pracy ogółem w %	
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-15								
Austria	61,2	76,8	29,79	33,24	5,36	4,48	6,9	8,6
Belgia	309,0	314,3	50,41	52,67	4,01	4,00	19,0	21,3
Dania	353,8	407,4	101,47	111,47	1,77	1,74	51,5	56,0
Finlandia	88,4	95,3	60,75	66,20	2,06	1,84	20,1	20,7
Francja	181,6	202,7	86,69	88,48	2,34	2,23	32,1	31,4
Grecja	20,7	19,5	10,17	9,47	10,39	10,88	19,4	19,8
Hiszpania	80,2	90,3	48,15	46,83	3,34	3,65	35,3	40,3
Holandia	430,6	506,2	35,97	39,42	7,75	7,48	45,8	48,2
Irlandia	52,7	63,8	48,86	47,38	2,37	2,37	6,5	7,7
Luksemburg	195,5	248,9	82,52	86,73	2,09	1,92	19,8	20,4
Niemcy	235,2	257,2	88,63	92,18	2,50	2,42	36,0	37,2
Portugalia	36,4	38,0	24,26	22,00	6,57	7,23	22,6	26,1
Szwecja	160,7	182,9	109,03	104,88	1,44	1,45	24,7	24,8
Wielka Brytania ...	217,0	240,4	159,24	159,15	1,40	1,37	41,9	42,9
Włochy	80,5	89,1	20,46	21,35	6,37	6,25	21,8	22,5
UE-13								
Bułgaria	40,7	68,4	47,79	68,52	5,24	4,23	51,5	57,7
Chorwacja	22,1	23,7	16,15	15,40	10,32	10,29	14,0	13,0
Cypr	36,5	49,1	10,91	10,39	13,08	13,63	24,5	27,7
Czechy	252,0	285,3	204,78	192,98	2,71	2,67	75,0	74,1
Estonia	89,7	109,1	127,71	138,87	1,47	1,31	58,6	58,6
Litwa	28,0	32,8	47,40	48,26	3,49	3,24	17,5	19,0
Łotwa	38,8	50,6	63,21	66,39	3,09	3,00	36,9	39,4
Malta	38,8	35,0	2,75	2,62	49,27	48,37	12,5	11,1
Polska	28,2	31,8	18,73	19,62	8,67	7,90	12,0	11,1
Rumunia	9,6	17,4	9,34	17,71	11,53	7,40	9,3	18,0
Słowacja	478,7	428,2	518,20	447,82	2,37	2,28	93,5	91,8
Słowenia	20,5	23,9	9,80	10,57	12,66	11,59	4,0	3,2
Węgry	54,1	56,3	48,30	44,61	3,29	3,27	58,7	56,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie: European Commission (b.r.).

⁵ Kraje przyjęte do UE w 2004 r. i później.

Rolnictwo w krajach unijnych jest silnie zróżnicowane także pod względem podstawowego czynnika produkcji, jakim jest ziemia. Wśród krajów UE-15 najmniejsze obszarowo gospodarstwa występowały w Grecji (w analizowanych okresach odpowiednio 10,17 i 9,47 ha UR), a największe – w Wielkiej Brytanii (odpowiednio 159,24 i 159,15 ha UR). Wśród krajów UE-13 najmniejsze pod względem zasobów ziemi były gospodarstwa maltańskie (średnia powierzchnia – odpowiednio 2,75 i 2,62 ha UR), a największe – słowackie (odpowiednio 518,20 i 447,82 ha UR). Średnio w latach 2018–2019 w porównaniu z trzyleciem 2015–2017 w większości krajów UE powierzchnia UR gospodarstw się zwiększyła; jej zmniejszenie się odnotowano w sześciu krajach UE-15 i sześciu krajach UE-13 (tabl. 1).

W większości krajów nie stwierdzono zależności między powierzchnią UR a wielkością ekonomiczną gospodarstw rolnych. Przykładem są gospodarstwa holenderskie, w których powierzchnia UR nie była duża – w analizowanych okresach wynosiła 35,97 i 39,42 ha – a mimo to jednostki te okazały się bardzo silne ekonomicznie (SO odpowiednio 430,6 i 506,2 tys. euro). Wynika to głównie ze specjalizacji tych gospodarstw i kierunków produkcji (uprawa kwiatów, warzyw).

Wyniki badania wskazują na znaczne zróżnicowanie nakładów siły roboczej w krajach UE. Najczęściej stosowanym wskaźnikiem nakładów pracy ogółem w gospodarstwach jest liczba pracujących wyrażona w jednostkach pełnozatrudnionych (AWU) na 100 ha UR. W krajach o najmniejszej powierzchni UR w gospodarstwach, tj. w Grecji i na Malcie, nakłady pracy były największe (w Grecji – odpowiednio w badanych okresach – 10,39 i 10,88 AWU/100 ha UR, a na Malcie – 49,27 i 48,37 AWU/100 ha UR). Relatywnie duże nakłady pracy zanotowano również w Chorwacji, Rumunii, Słowenii i na Cyprze. Natomiast w krajach, w których funkcjonowały gospodarstwa o dużej powierzchni UR (w Danii, Szwecji, Wielkiej Brytanii, Czechach, Estonii i na Słowacji), nakłady pracy w przeliczeniu na 100 ha UR były niewielkie, zawierały się w granicach 1,31–2,71 AWU. Wynika to z większego zaangażowania kapitału (w tym nowoczesnych technologii) w gospodarstwach o dużym obszarze. W Grecji i na Malcie większe zaangażowanie nakładów pracy wynika prawdopodobnie z tego, że w gospodarstwach obszarowo małych często prowadzone są bardziej pracochłonne kierunki produkcji, co przekłada się na wielkość zatrudnienia.

Zaobserwowano, że gospodarstwa rolne znacząco różniły się pod względem udziału pracy najemnej w godzinach pracy ogółem. Zaangażowanie obcej siły roboczej w gospodarstwie rolnym zależy od wielu czynników, z których najważniejsze to powierzchnia gospodarstwa, poziom jego mechanizacji i rodzaj prowadzonej produkcji rolnej. W obu okresach objętych badaniem największym udziałem pracy najemnej – przekraczającym 90% godzin pracy ogółem – charakteryzowały się gospodarstwa

słowackie (odpowiednio 93,5 i 91,8%). Mniejszy udział pracy najemnej – wynoszący 50–90% – odnotowano w gospodarstwach duńskich, bułgarskich, czeskich, estońskich i węgierskich. Zdecydowanie najmniejszy udział pracy najemnej – nieprzekraczający 10% godzin pracy ogółem – w pierwszym badanym okresie cechował gospodarstwa w Austrii, Irlandii, Rumunii i Słowenii, natomiast w drugim – gospodarstwa w Austrii, Irlandii i Słowenii. Biorąc pod uwagę dynamikę zmian w czasie, średnio w latach 2018–2019 stwierdzono wzrost udziału pracy najemnej we wszystkich krajach UE-15 z wyjątkiem Francji. W krajach UE-13 większy udział pracy najemnej odnotowano w gospodarstwach pięciu krajów: Bułgarii, Rumunii oraz Cypru, Łotwy i Litwy, przy czym w Rumunii – prawie dwukrotnie większy (tabl. 1).

Różnice między krajami w korzystaniu z pracy najemnej można tłumaczyć poziomem rozwoju rolnictwa w poszczególnych krajach, a w konsekwencji – popytem na pracę najemną. W tym kontekście należy zwrócić uwagę na bardzo duże znaczenie uwarunkowań historycznych, szczególnie w przypadku rolnictwa byłych krajów bloku wschodniego, gdzie przeprowadzono kolektywizację rolnictwa. W przeważającej większości przypadków gospodarstwa po okresie transformacji ustrojowej nie zostały w pełni odtworzone, a ich funkcjonowanie opiera się na obcych czynnikach produkcji, szczególnie ziemi i pracy. Pewną rolę odegrało też upaństwowienie niektórych gospodarstw. W konsekwencji uwarunkowania te mają znaczący wpływ na wysokość wynagrodzenia pracowników najemnych. Dla gospodarstwa jest to koszt, którego wysokość zależy od liczby przepracowanych godzin oraz od wynagrodzenia za godzinę pracy.

Z analiz wynika, że poziom wynagrodzenia pracowników bardzo silnie determinuje stawka godzinowa. Między krajami UE występują znaczące różnice pod względem jej wysokości. W pierwszym okresie badania najniższa odnotowana stawka była 11,6 razy mniejsza od najwyższej, a w drugim okresie – 10,9 razy mniejsza. Najwyższe wynagrodzenie za godzinę pracy otrzymywali pracownicy najemni w Danii, a najniższe – w Rumunii. Średnio w latach 2018–2019 w porównaniu z trzyleciem 2015–2017 wynagrodzenie za godzinę pracy najemnej wzrosło w prawie wszystkich krajach, a niewielki spadek odnotowano tylko w Szwecji i na Cyprze.

Stawki wynagrodzenia pracowników najemnych w krajach UE-15 były znacznie wyższe niż w krajach UE-13. W Danii i Szwecji przewyższały 20 euro/h, a tylko w czterech krajach: w Grecji, we Włoszech, w Portugalii i Hiszpanii nie przekraczały 10 euro/h (zawierały się w granicach 3,31–9,83 euro/h). Natomiast we wszystkich krajach UE-13 godzinowa stawka wynagrodzenia pracowników najemnych nie przekraczała 10 euro. Najniższe wynagrodzenie uzyskali pracownicy najemni w gospodarstwach rumuńskich (w analizowanych okresach odpowiednio 2,06 i 2,28 euro/h), a najwyższe – w czeskich (odpowiednio 7,23 i 8,96 euro/h).

Zróżnicowanie nakładów pracy najemnej oraz godzinowych stawek wynagrodzenia pracowników najemnych w krajach UE miało wpływ na udział kosztu wynagrodzeń tych pracowników w kosztach ogółem gospodarstw rolnych. W obu analizowanych okresach największy udział wykazały gospodarstwa słowackie (odpowiednio 20,2 i 19,8%), a najmniejszy – słoweńskie (odpowiednio 1,6 i 1,3%), co miało związek z relatywnie niewielkimi nakładami pracy najemnej. W latach 2015–2017 udział kosztu wynagrodzeń pracy najemnej w kosztach ogółem gospodarstwa na poziomie 10% i większym odnotowano średnio w 11 krajach, a w latach 2018–2019 – średnio w 13 krajach. W przypadku pozostałych krajów udział ten był mniejszy, w analizowanych okresach badania zawierał się w granicach odpowiednio 1,6–9,8% i 1,3–9,9%. Średnio w latach 2018–2019 w porównaniu z trzyleciem 2015–2017 w większości krajów wzrósł udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa. Odmienny kierunek zmiany, czyli zmniejszenie udziału, zaobserwowano w siedmiu krajach: wśród UE-15 – w Finlandii, we Francji i w Luksemburgu, a wśród UE-13 – na Cyprze, w Polsce, na Słowacji i w Słowenii (tabl. 2).

Tabl. 2. Wynagrodzenie pracowników najemnych oraz stopień opłaty pracy własnej rolnika zapewnionej przez dochód z gospodarstwa w krajach UE w próbie badawczej FADN

Kraje	Wynagrodzenie pracowników najemnych w euro/h		Udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa		Opłata pracy własnej zapewniona przez dochód z gospodarstwa			
					bez dopłat		z dopłatami	
	w %							
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-15								
Austria	10,53	10,98	3,4	3,5	20,2	32,6	71,1	94,6
Belgia	11,05	11,99	4,5	5,1	78,0	102,4	130,3	150,5
Dania	23,94	24,95	9,7	10,6	-32,2	-14,1	61,4	88,0
Finlandia	15,38	16,11	5,7	5,5	-108,2	-100,6	51,4	67,7
Francja	13,93	14,32	7,8	7,4	12,1	36,5	103,9	130,3
Grecja	3,31	3,69	8,9	9,9	67,5	45,4	164,1	133,4
Hiszpania	8,06	8,55	15,6	17,9	128,6	142,4	203,2	213,0
Holandia	16,29	17,57	10,3	10,9	108,6	132,1	141,5	162,0
Irlandia	11,52	12,24	3,0	3,1	36,3	20,7	105,0	92,3
Luksemburg	12,67	13,42	4,4	4,0	-6,5	6,8	125,7	146,7
Niemcy	13,67	14,70	9,8	10,0	10,7	10,1	95,2	94,6
Portugalia	4,65	5,31	12,6	15,1	71,5	89,7	148,3	153,4
Szwecja	21,19	20,96	7,0	7,3	-36,6	-42,8	41,9	42,5
Wielka Brytania ...	12,04	12,39	10,1	10,4	-9,2	3,3	96,5	111,6
Włochy	9,35	9,83	13,5	13,9	109,5	105,4	150,5	148,5

Tabl. 2. Wynagrodzenie pracowników najemnych oraz stopień opłaty pracy własnej rolnika zapewnionej przez dochód z gospodarstwa w krajach UE w próbie badawczej FADN (dok.)

Kraje	Wynagrodzenie pracowników najemnych w euro/h		Udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa		Opłata pracy własnej zapewniona przez dochód z gospodarstwa			
					bez dopłat		z dopłatami	
	w %							
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-13								
Bułgaria	2,49	3,09	11,8	12,7	-16,3	-10,1	215,1	259,1
Chorwacja	4,20	5,15	8,2	8,4	15,2	25,4	71,0	79,7
Cypr	4,48	4,10	9,7	9,5	40,2	63,7	92,2	121,5
Czechy	7,23	8,96	17,2	18,4	-235,6	-216,8	190,4	173,6
Estonia	7,15	8,57	13,2	13,2	-133,5	-107,3	68,6	103,8
Litwa	3,97	4,98	6,7	7,8	14,1	-2,3	105,3	78,4
Łotwa	4,70	6,09	10,9	12,0	-14,0	-15,6	127,9	100,2
Malta	5,62	6,45	6,1	6,6	61,7	57,0	79,4	72,2
Polska	3,33	4,08	5,8	5,7	26,6	27,1	79,1	78,0
Rumunia	2,06	2,28	5,9	8,0	59,2	75,6	97,5	144,9
Słowacja	6,90	8,19	20,2	19,8	-1097,6	-951,6	401,3	186,0
Słowenia	4,51	5,17	1,6	1,3	-17,2	-1,3	52,9	57,8
Węgry	4,44	4,97	12,6	12,7	54,0	78,4	313,4	315,0

Źródło: opracowanie własne na podstawie: European Commission (b.r.).

Przyjmując stawkę wynagrodzenia pracowników najemnych za miarę kosztu godziny pracy rolnika i członków jego rodziny, zbadano, na jakim poziomie możliwa była opłata pracy własnej rolnika przez dochód z gospodarstwa (dochód ten stanowi opłatę za pracę rolnika i jego rodziny oraz zaangażowaną ziemię i kapitał) w poszczególnych krajach UE.

Z analiz wynika, że wynagrodzenie pracowników najemnych za godzinę pracy w przeważającej większości krajów było wyższe od dochodu z gospodarstwa bez dopłat w przeliczeniu na godzinę pracy własnej (tj. rolnika i członków jego rodziny). Dochód ten przewyższał stawkę wynagrodzenia pracowników najemnych tylko we Włoszech, w Holandii i Hiszpanii, a w latach 2018–2019 – także w Belgii. Należy dodać, że w niektórych krajach dochód bez dopłat na godzinę pracy własnej przyjął wartości ujemne, co było konsekwencją niekorzystnej sytuacji dochodowej gospodarstw (dochód z gospodarstwa bez dopłat był wartością ujemną). Po uwzględnieniu dopłat do działalności operacyjnej dochód z gospodarstwa przypadający na godzinę pracy własnej był znacznie wyższy. Jego poziom w większości krajów przewyższał godzinową stawkę wynagrodzenia pracowników najemnych, w pierwszym badanym okresie – w 15 krajach, a w drugim – w 17 (tabl. 2 i 3).

W kontekście uzyskanych wyników należy się zastanowić, czy strategie zarządcze stosowane w gospodarstwach byłyby takie same, gdyby nie funkcjonował system dopłat. Rolnictwo w poszczególnych krajach UE ma swoją specyfikę, odróżniającą je od innych krajów europejskich, co często znajduje odzwierciedlenie w tworzeniu niektórych pozycji kosztów. Przykładem może być różny zakres korzystania z obcych czynników produkcji czy wdrażanie innowacji i innych rozwiązań proefektywnościowych. Strategie zarządcze przyjmowane przez producentów rolnych, gdyby nie istniała WPR, byłyby z pewnością odmienne. Priorytetem jest uzyskanie dochodu, tak więc dla podejmowanych działań byłby to cel nadrzędny.

Dochód z gospodarstwa jest wymiernym, ekonomicznym efektem prowadzonej działalności gospodarczej. Jego poziom determinuje możliwości rozwojowe gospodarstwa oraz ma wpływ na stopień zaspokojenia potrzeb konsumpcyjnych rodziny rolnika. Wysokość dochodu zależy od wielu czynników (Skarżyńska i Grochowska, 2021), jednak szczególnie wpływ na dochód z gospodarstwa bez dopłat, a w rezultacie także na dochód przypadający na godzinę pracy własnej, wywiera kosztocłonność produkcji. Obciążenie produkcji kosztami jej wytworzenia w krajach UE było bardzo zróżnicowane. Koszt wytworzenia 1 euro produkcji we Włoszech i w Hiszpanii należał do najniższych w UE, a w takich krajach, jak Finlandia, Czechy, Estonia i Słowacja był znacznie wyższy.

Tabl. 3. Dochód z gospodarstwa rolnego na godzinę pracy własnej rolnika w krajach UE w próbie badawczej FADN

Kraje	Dochód z gospodarstwa na godzinę pracy własnej w euro			
	bez dopłat		z dopłatami	
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-15				
Austria	2,12	3,58	7,48	10,39
Belgia	8,62	12,27	14,40	18,04
Dania	-7,70	-3,51	14,69	21,94
Finlandia	-16,64	-16,22	7,90	10,91
Francja	1,68	5,23	14,47	18,66
Grecja	2,23	1,68	5,43	4,93
Hiszpania	10,37	12,17	16,38	18,21
Holandia	17,69	23,22	23,04	28,46
Irlandia	4,18	2,54	12,10	11,30
Luksemburg	-0,83	0,92	15,93	19,69
Niemcy	1,47	1,48	13,01	13,91
Portugalia	3,33	4,76	6,90	8,14
Szwecja	-7,75	-8,97	8,88	8,91
Wielka Brytania	-1,11	0,41	11,62	13,83
Włochy	10,24	10,36	14,08	14,60

Tabl. 3. Dochód z gospodarstwa rolnego na godzinę pracy własnej rolnika w krajach UE w próbie badawczej FADN (dok.)

Kraje	Dochód z gospodarstwa na godzinę pracy własnej w euro			
	bez dopłat		z dopłatami	
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-13				
Bułgaria	-0,41	-0,31	5,35	8,01
Chorwacja	0,64	1,31	2,98	4,10
Cypr	1,80	2,61	4,13	4,98
Czechy	-17,04	-19,43	13,77	15,56
Estonia	-9,55	-9,20	4,90	8,90
Litwa	0,56	-0,12	4,18	3,90
Łotwa	-0,66	-0,95	6,01	6,10
Malta	3,47	3,68	4,46	4,66
Polska	0,88	1,10	2,63	3,18
Rumunia	1,22	1,72	2,01	3,30
Słowacja	-75,76	-77,98	27,70	15,24
Słowenia	-0,78	-0,07	2,39	2,99
Węgry	2,40	3,89	13,93	15,64

Źródło: opracowanie własne na podstawie: European Commission (b.r.).

Z analiz wynika, że średnio w latach 2015–2017 dochód z gospodarstwa bez dopłat był wartością ujemną w 11 krajach, co oznacza, że nakłady pracy rolnika i członków jego rodziny nie zostały opłacone. Opłata pracy własnej została zrealizowana w pełni tylko w trzech krajach UE: we Włoszech, w Holandii i Hiszpanii, a w pozostałych – częściowo (od 10,7% w Niemczech do 78,0% w Belgii). Natomiast średnio w latach 2018–2019 opłata pracy własnej nie została zrealizowana w 10 krajach UE (dochód z gospodarstwa bez dopłat był wartością ujemną). W czterech krajach: w Belgii, we Włoszech, w Holandii i Hiszpanii możliwa była pełna opłata pracy własnej, a w pozostałych – tylko częściowa (od 3,3% w Wielkiej Brytanii do 89,7% w Portugalii).

Po uwzględnieniu wsparcia gospodarstw przez dopłaty do działalności operacyjnej w pierwszym okresie badania pełną opłatę pracy rodziny rolniczej zrealizowano w gospodarstwach 15 krajów, a w pozostałych krajach opłata została zrealizowana częściowo: na najniższym poziomie w gospodarstwach szwedzkich (41,9%), a na najwyższym – w rumuńskich (97,5%). W drugim okresie badania dochód z gospodarstwa z dopłatami zapewnił pełną opłatę pracy rolnika i członków jego rodziny w gospodarstwach 17 krajów. W pozostałych 11 krajach możliwa była jej częściowa opłata – wynosiła od 42,5% w gospodarstwach szwedzkich do 94,6% w austriackich i niemieckich.

Wyniki badania potwierdzają znaczenie instrumentów WPR we wspieraniu dochodów gospodarstw rolnych. Dopłaty mają fundamentalne znaczenie dla funkcjo-

nowania gospodarstw. W pierwszym analizowanym okresie w gospodarstwach 11 krajów: Danii, Finlandii, Luksemburga, Szwecji, Wielkiej Brytanii, Bułgarii, Czech, Estonii, Łotwy, Słowacji i Słowenii, a w drugim okresie – 10 krajów: Danii, Finlandii, Szwecji, Bułgarii, Czech, Estonii, Łotwy, Litwy, Słowacji i Słowenii dochód bez dopłat był wartością ujemną. W tej sytuacji dopłaty do działalności operacyjnej pokryły stratę z produkcji, a nadwyżka, która pozostała, generowała określony poziom dochodu z gospodarstwa oraz opłaty pracy własnej (tabl. 2).

Współczynnik zmienności obliczony dla dochodu z gospodarstwa pokazuje, że rozproszenie dochodu z dopłatami było znacznie mniejsze niż dochodu bez dopłat. Oznacza to, że dopłaty przyczyniały się do zmniejszenia różnic pomiędzy krajami UE w poziomie dochodu uzyskanego z produkcji rolnej (bez dopłat), co jest widoczne zarówno w odniesieniu do krajów UE-15, jak i UE-13. Wśród krajów UE-13 uwagę zwraca szczególnie duże rozproszenie dochodu bez dopłat średnio w latach 2018–2019. Zmienność tej cechy była bardzo silna, ale na poziomie dochodu z dopłatami okazała się wielokrotnie mniejsza. Oznacza to, że transfery finansowe wynikające z realizacji WPR nie tylko zwiększają dochody gospodarstw rolnych, lecz także ograniczają ich zróżnicowanie w UE (tabl. 4).

Tabl. 4. Współczynnik zmienności dochodu z gospodarstw bez dopłat z dopłatami w krajach UE w próbie badawczej FADN

Wyszczególnienie	Współczynnik zmienności dochodu z gospodarstwa w %			
	bez dopłat		z dopłatami	
	2015–2017	2018–2019	2015–2017	2018–2019
UE-28	172,7	157,7	53,7	60,1
UE-15	202,0	144,6	23,3	27,3
UE-13	141,8	2331,1	25,3	35,5

Źródło: opracowanie własne na podstawie: European Commission (b.r.).

Reasumując, należy zauważyć, że wzrostowa tendencja angażowania najemnej siły roboczej w gospodarstwach rolnych ma wpływ na coraz większy udział kosztu wynagrodzeń pracowników najemnych w kosztach ogółem gospodarstwa. Oznacza to coraz większe obciążenie gospodarstw kosztem wynagrodzenia pracowników najemnych. Wydaje się więc wskazane kontynuowanie wsparcia publicznego, które przyczynia się do generowania dochodów gospodarstw rolnych na akceptowalnym poziomie.

Wyniki badania pokazują, że między krajami UE występują bardzo wyraźne nierówności w poziomie dochodów. Przyczyn tego zróżnicowania jest wiele (Runowski, 2017), m.in. różnice w wielkości i strukturze produkcji rolnej, w tym w plonach ro-

ślin i wydajności jednostkowej zwierząt oraz wielkości i strukturze ponoszonych nakładów. Wśród czynników powodujących zróżnicowanie dochodów coraz większą rolę odgrywają także różne instrumenty polityki rolnej poszczególnych krajów.

Wartość dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego jest ekonomicznym rezultatem decyzji podejmowanych przez rolnika. W kategoriach ekonomicznych dochód należy traktować jako środek do realizacji celów gospodarstwa, który decyduje o jego możliwościach rozwojowych. Jednak dochód ten powinien zapewnić także opłatę za pracę wykonywaną przez rolnika i członków jego rodziny (w tym za ryzyko podejmowane przez prowadzącego gospodarstwo) oraz za zaangażowanie pozostałych własnych czynników produkcji, tj. ziemi i kapitału.

4. Podsumowanie

W krajach UE utrzymuje się spadkowa tendencja nakładów pracy nieopłacanej względem pracy najemnej. Dotyczy to szczególnie rolników i członków ich rodzin, uzyskujących dochody z prowadzenia gospodarstw rolnych. Coraz większe zapotrzebowanie na najemną siłę roboczą oraz konsekwencje tego zjawiska dla rolnictwa są rzadko omawiane w literaturze przedmiotu. W artykule podjęto próbę zbadania poziomu i przyczyn zróżnicowania kosztów pracy najemnej w krajach UE oraz możliwości opłaty pracy własnej rolników przez dochód uzyskany z prowadzonej działalności rolniczej.

Przeprowadzone badanie potwierdziło postępujący trend wzrostu wielkości ekonomicznej gospodarstw rolnych w krajach UE. Średnio w latach 2018–2019 w odniesieniu do okresu 2015–2017 w większości krajów UE odnotowano także wzrost powierzchni UR gospodarstw. W krajach, w których funkcjonowały gospodarstwa o dużej powierzchni UR, nakłady pracy ogółem (tj. własnej i najemnej) w przeliczeniu na 100 ha UR były relatywnie małe. Ocenia się, że wynika to z większego zaangażowania kapitału (w tym nowoczesnych technologii) w proces produkcyjny. Natomiast w krajach, w których powierzchnia UR w gospodarstwach była niewielka, zaangażowanie siły roboczej okazało się znacznie większe. Prawdopodobnie ma to związek z prowadzeniem bardziej pracochłonnych kierunków produkcji.

Wyniki badania wskazują na wzrost udziału najemnej siły roboczej w nakładach pracy ogółem; jest to szczególnie widoczne w gospodarstwach rolnych w krajach UE-15. W przypadku UE-13 ten kierunek zmiany nie jest tak wyraźny, bowiem wzrost odnotowano tylko w pięciu krajach. Należy przypuszczać, że jest to spowodowane odmiennym stopniem rozwoju rolnictwa w poszczególnych krajach, a w konsekwencji – różnym popytem na najemną siłę roboczą.

Biorąc pod uwagę godzinowe stawki wynagrodzenia pracowników najemnych, stwierdzono znaczny ich wzrost w latach 2018–2019 w odniesieniu do okresu 2015–2017. Wyniki analiz wskazują na duże ich zróżnicowanie – w krajach UE-15 kształtowały się na poziomie znacznie wyższym niż w UE-13. Godzinowe stawki wynagrodzenia pracowników najemnych w większości krajów były wyższe od dochodu bez dopłat, jaki przypadają na godzinę pracy własnej. Jednak wsparcie gospodarstw poprzez dopłaty do działalności operacyjnej spowodowało, że dochód z gospodarstwa (łącznie z dopłatami) liczony na godzinę pracy własnej w większości krajów przewyższał godzinową stawkę wynagrodzenia pracowników najemnych.

Konkludując, można stwierdzić, że ekonomicznym skutkiem specyficznych cech rolnictwa w poszczególnych krajach jest zróżnicowana zdolność do generowania dochodów, w różnym stopniu zapewniająca opłatę pracy rolnika i członków jego rodziny na poziomie porównywalnym z wynagrodzeniem pracowników najemnych. Wyniki analiz wskazują na duże uzależnienie poziomu opłaty pracy własnej rolników od wsparcia publicznego, realizowanego poprzez stosowanie dopłat do działalności operacyjnej gospodarstw. Dopłaty należne producentom rolnym pokrywały stratę wynikającą z procesu produkcji rolnej, natomiast nadwyżka, jaka pozostała, generowała dochód z gospodarstwa, a w rezultacie także częściową lub pełną opłatę pracy rolnika i członków jego rodziny.

Przedstawione rozważania mogą stanowić istotny wkład w ocenę efektywności wykorzystania zasobów pracy w rolnictwie krajów UE. Rozwój rolnictwa i jego zmiany strukturalne w coraz mniejszym stopniu są uzależnione od endogenicznych uwarunkowań tego sektora, a coraz bardziej zależą od czynników makroekonomicznych. Dlatego lepsze zrozumienie dynamiki zmian na rynku pracy w rolnictwie może dostarczyć ważnych informacji dla kształtowania skuteczniejszych instrumentów WPR wspierających rodzinne gospodarstwa rolne.

Rzetelna ocena sytuacji ekonomicznej gospodarstw rolnych wymaga wieloaspektowych badań. Rachunkowość FADN dostarcza cennego materiału do analiz, gromadzonego według wymogów Komisji Europejskiej głównie na potrzeby WPR. Badania te nie umożliwiają jednak dokonania dogłębnej oceny sytuacji ekonomicznej wybranych grup gospodarstw rolnych, które znajdują się w polu zainteresowania ośrodków naukowych, organów administracji rządowej, służb doradczych oraz innych instytucji. W wielu obszarach występują trudności z uzyskaniem danych, np. dotyczących dochodów gospodarstw, które nie znajdują się w polu obserwacji FADN, dochodów rolnika i jego rodziny spoza gospodarstwa czy rachunków kosztów i dochodów z wybranych działalności produkcji rolniczej. Podjęcie tych kierunków badawczych byłoby cennym przyczynkiem do rozwoju polskiej statystyki, a także miałyby wymiar praktyczny. Wykorzystanie wyników badań w praktyce

daje bowiem podstawy do przewidywania konsekwencji działalności rolniczej, a także podjęcia działań o charakterze naprawczym lub strategicznym.

Bibliografia

- Ciliberti, S., Frascarelli, A. (2018). The CAP 2013 reform of direct payments: redistributive effects and impacts on farm income concentration in Italy. *Agricultural and Food Economics*, 6(19), 1–18. <https://doi.org/10.1186/s40100-018-0113-5>.
- Coppola, A., Scardera, A., Amato, M., Verneau, F. (2020). Income Levels and Farm Economic Viability in Italian Farms: An Analysis of FADN Data. *Sustainability*, 12(12), 1–18. <https://doi.org/10.3390/su12124898>.
- Dupraz, P., Latruffe, L. (2015). Trends in family labour, hired labour and contract work on French field crop farms: The role of the Common Agricultural Policy. *Food Policy*, 51, 104–118. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2015.01.003>.
- Dylkiewicz, R. B. (2014). Czynniki ekonomiczne determinujące rynek pracy w ujęciu teoretycznym i empirycznym. *Optimum. Studia Ekonomiczne*, (2), 3–15. <http://hdl.handle.net/11320/2054>.
- European Commission. (b.r.). *Farm Accountancy Data Network*. Pobrane 28 czerwca 2021 r. z https://ec.europa.eu/info/food-farming-fisheries/farming/facts-and-figures/farms-farming-and-innovation/structures-and-economics/economics/fadn_en.
- European Commission. (2020). *EU agricultural outlook for markets, income and environment 2020–2030*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/food-farming-fisheries/farming/documents/agricultural-outlook-2020-report_en.pdf.
- European Parliament. (2019). *The EU farming employment: current challenges and future prospects*. Brussels. [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2019/629209/IPOL_STU\(2019\)629209_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2019/629209/IPOL_STU(2019)629209_EN.pdf).
- Eurostat. (2021). *Performance of the agricultural sector*. Pobrane 9 lipca 2021 r. z https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Performance_of_the_agricultural_sector&oldid=523072.
- Goraj, L., Mańko, S. (2011). Model szacowania pełnych kosztów działalności gospodarstw rolnych. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 3(328), 28–58.
- Kotlorz, D. (1995). *Rynek pracy w systemie społecznej gospodarki rynkowej. Materiały do studiowania*. Katowice: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Mikołajczyk, J., Sroka, W. (2018). Wynagrodzenia najemnej siły roboczej w gospodarstwach rolniczych Polskiego FADN według wielkości ekonomicznej w latach 2010–2016. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 20(2), 138–144. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0011.8128>.
- Minviel, J. J., Latruffe, L. (2017). Effect of public subsidies on farm technical efficiency: a meta-analysis of empirical results. *Applied Economics*, 49(2), 213–226. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1194963>.
- Parzonko, A., Bórawski, P. (2020). Competitiveness of Polish dairy farms in the European Union. *Agricultural Economics – Czech*, 66(4), 168–174. <https://doi.org/10.17221/254/2019-AGRICECON>.

- Pawłowska-Tyszko, J., Osuch, D., Płonka, R. (2020). *Wyniki standardowe 2019 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*. Warszawa: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy. http://fadn.pl/wp-content/uploads/2020/12/SRWaz_2019.pdf.
- Rizov, M., Pokrivcak, J., Ciaian, P. (2013). CAP Subsidies and Productivity of the EU Farms. *Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 537–557. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12030>.
- Runowski, H. (2017). Problem oceny poziomu dochodów rolniczych w Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 19(5), 185–190.
- Skarżyńska, A., Grochowska, R. (2021). Determinants of farm income diversification among the European Union countries. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, (2), 119–134. <https://doi.org/10.30858/zer/134169>.
- Sobczak, M. (2007). *Statystyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Wojewodzik, T., Jezowit-Jurek, M., Rachwał, P. (2015). Wynagrodzenie pracy w towarowych gospodarstwach rolnych makroregionu Małopolska i Pogórze. *Problemy Drobnych Gospodarstw Rolnych*, (1), 73–87.
- Ziębakowski, Ł. (2019). *Oddziaływanie kosztów pracy na funkcjonowanie rynku pracy województw lubuskiego i wielkopolskiego* [rozprawa doktorska, Wyższa Szkoła Bankowa w Poznaniu, Wydział Finansów i Bankowości]. https://bip.wsb.pl/_media/poznan/rozprawa_doktorska_mgr_lukasz_ziebakowski.pdf.

Wykorzystanie rozkładu Cauchy'ego do opisu zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki

Norbert Duczkowski^a, Lubomir Słowik^b

Streszczenie. Kluczowe modele rynków finansowych zakładają, że analizowane szeregi czasowe można scharakteryzować przy użyciu rozkładu Gaussa, jednak to założenie bardzo często jest niespełnione. Głównym celem badania omawianego w artykule jest weryfikacja możliwości zastosowania rozkładu Cauchy'ego do opisu zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki w Polsce. Dodatkowo zweryfikowano hipotezę o zależności zmian cen usług bankowych od poziomu stopy referencyjnej publikowanej przez NBP. W pracy wykorzystano dane wtórne: wartości wskaźnika cen usług finansowych za okres styczeń 2010 – grudzień 2020 publikowane przez GUS oraz stopę referencyjną NBP za ten sam okres. Badanie potwierdziło, że empiryczny rozkład wartości wskaźnika cen można opisać rozkładem Cauchy'ego. Wykazało także jednokierunkową przyczynowość w sensie Grangera wpływu stopy referencyjnej na ceny usług finansowych świadczonych przez banki w Polsce.

Słowa kluczowe: usługi finansowe, ceny, banki, rozkład Cauchy'ego

JEL: G210, G500, C130

Application of the Cauchy distribution to describe changes in the prices of financial services provided by banks

Abstract. Key models of financial markets assume that time series can be characterised by means of the Gaussian distribution. However, this assumption is often unfulfilled. The aim of this paper is to verify the possibility of using the Cauchy distribution to describe changes in the prices of financial services provided by banks in Poland. Additionally, the research examines a hypothesis assuming that the changes in the prices of banking services depend on the level of the reference rate published by the National Bank of Poland (NBP). The work uses secondary data: price indices of financial services published by Statistics Poland from January 2010 to December 2020 and the NBP reference rate for the same period. The research confirmed that the empirical distribution of price indices can be described by the Cauchy distribution. The study also confirmed a one-direction causality in the Granger's sense between the reference rate and the prices of financial services provided by banks in Poland.

Keywords: financial services, prices, banks, Cauchy distribution

^a Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Szkoła Doktorska, Polska / SGH Warsaw School of Economics, Doctoral School, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4543-2678>. Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: nd110753@doktorant.sgh.waw.pl.

^b Grand Parade, Polska / Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9817-9576>. E-mail: lubomirslowik@gmail.com.

1. Wprowadzenie

System bankowy stanowi część systemu finansowego i odgrywa bardzo istotną rolę w gospodarce m.in. dzięki budowie narzędzi oraz całego otoczenia do akumulacji środków finansowych (Jaworski i Zawadzka, 2007), a także ich inwestowania (Dropia i Duczkowski, 2021). Bezpośrednio stwarza również warunki do transformacji środków pieniężnych względem czasu i ryzyka (Jaworski i Zawadzka, 2007), a także stanowi infrastrukturę dla transferu pieniądza (przelewy i płatności, karty płatnicze). Poza tym dostarcza podmiotom działającym na rynku finansowym informacji cenowej, zwłaszcza w kontekście kosztu pieniądza (Jaworski i Zawadzka, 2007), który z kolei wpływa na decyzje podejmowane zarówno przez gospodarstwa domowe, jak i podmioty gospodarcze. Jedną z kluczowych determinant popytu na usługi finansowe świadczone przez banki jest ich cena (Stodulny, 2009), będąca immanentną cechą produktu czy usługi. Analiza rozkładów wskaźników cen usług finansowych świadczonych przez banki może zatem dostarczyć wiele informacji na temat tego rynku oraz procesów, jakim podlegają ceny usług finansowych.

Kluczowe modele rynków finansowych, a także modele cenowe zakładają, że analizowane szeregi czasowe można scharakteryzować przy użyciu rozkładu Gaussa, zwanego także rozkładem normalnym. Takie założenie wynika bezpośrednio z centralnego twierdzenia granicznego. Jednak analizując dane empiryczne, można zaobserwować, że założenie o normalności rozkładów finansowych szeregów czasowych bardzo często jest niespełnione (Duczkowski, 2021). Ta obserwacja przyczyniła się do sformułowania wielu modeli niegaussowskich procesów stochastycznych. Badania empiryczne wskazują, że stopy zwrotu z aktywów finansowych charakteryzują się bardzo często asymetrią oraz leptokurtycznością. Stanowi to podstawę do dyskusji nad zasadnością stosowania modeli gaussowskich do procesów cenowych. Rozwiązaniem w tym przypadku okazują się inne rozkłady, które uwzględniają wyszczególnione powyżej obserwacje empiryczne (Duczkowski, 2021). Wymienić tu należy m.in. całą klasę rozkładów α -stabilnych (stabilnych), do której zalicza się m.in. rozkład Cauchy'ego. W przypadku tego rozkładu, jako jednego z trzech w klasie rozkładów stabilnych, nie ma istotnego ograniczenia (Nolan, 1997, 2018), jakim jest brak ściśle określonych postaci funkcji definiujących rozkłady α -stabilne. Pozostałe dwa przypadki to rozkłady Lévy'ego oraz wspomniany wcześniej rozkład Gaussa (Nolan, 2018).

Głównym celem badania omawianego w artykule jest weryfikacja możliwości zastosowania rozkładu Cauchy'ego do opisu zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki w Polsce. Możliwość zastosowania tego rozkładu jest zarazem główną hipotezą badawczą. Na podstawie przeglądu literatury można stwierdzić, że ceny usług bankowych, w odróżnieniu od cen aktywów finansowych na różnych

rynkach, nie były dotąd przedmiotem badania weryfikującego możliwość stosowania tzw. rozkładów gruboogonowych. Dodatkowo w ramach badania zweryfikowano hipotezę o zależności zmian cen usług bankowych od poziomu stopy referencyjnej publikowanej przez Narodowy Bank Polski.

2. Ceny usług bankowych – przegląd literatury

Znaczenie cen w usługach, w tym w szczególności w usługach bankowych, było wielokrotnie analizowane przez wielu badaczy, zarówno polskich (Korzusznik i Michalska, 2013; Przybylska-Kapuścińska, 1997; Stodulny, 2009), jak i zagranicznych (Mandal, 2017; Oliveira i in., 2019), w różnych aspektach oraz przekrojach. Badania dotyczyły cen usług świadczonych przez banki bezpośrednio (opłaty, prowizje) i pośrednio (wpływ stopy procentowej). Weryfikacji poddawano hipotezy dotyczące różnych typów produktów i usług bankowych: produktów kredytowych (wycena ryzyka), produktów transakcyjnych (koszty przelewów i prowadzenia rachunków) czy produktów inwestycyjnych (koszty zarządzania).

Ze względu na cel badania omawianego w artykule przegląd literatury został ograniczony do najważniejszego, zdaniem autorów, aspektu analizy cen usług bankowych, jakim jest ewentualne niezadowolenie klientów z cen usług, a przez to chęć zmiany usługodawcy. Najważniejsze badania w tym zakresie wraz z wnioskami przedstawiono w zestawieniu 1.

Zestawienie 1. Wybrane badania w zakresie znaczenia cen usług bankowych i ich wpływu na niezadowolenie klientów

Autorzy i data publikacji	Wnioski z badania
Hirschman (1980), Ennew i Binks (1996), Levesque i McDougall (1996b), Stewart (1998), Colgate i Hedge (2001), Vyas i Raitani (2013), Mandal (2017)	ceny produktów bankowych (opłaty oraz stopy procentowe) odgrywają kluczową rolę w rozważaniu ewentualnej zmiany banku lub w podjęciu ostatecznej decyzji w tym zakresie przez klienta
Colgate i Hedge (2001), Szypszak (2012)	klienci określają ceny jako obszar pozwalający na zwiększenie zadowolenia ze swojego banku
Bolton i Bronkhorst (1995), Barnes (1997), Boote (1998)	niezadowolenie z cen usług finansowych może skutkować zmianą postawy klienta wobec firmy (nie musi się to od razu wiązać ze zmianą dostawcy)
Bejou i Palmer (1998), Hocutt (1998), Stewart (1998), Colgate i Hedge (2001)	decyzja o zmianie banku poprzedzona jest najczęściej stopniowym i czasami długotrwałym rozluźnianiem relacji między klientem a bankiem i zazwyczaj wynika z istnienia wielu problemów (ceny są jednym z nich)
Limbrick (1993), Colgate i Hedge (2001)	podczas korzystania z usług finansowych przez klienta zdarzają się incydenty skutkujące decyzją o natychmiastowej zmianie banku
Andreasen (1977), Solnick i Hemenway (1992), Bolton i Bronkhorst (1995), Levesque i McDougall (1996a), Stewart (1998)	decyzję o zmianie dostawcy usług finansowych poprzedza co najmniej jedna reklamacja

Zestawienie 1. Wybrane badania w zakresie znaczenia cen usług bankowych i ich wpływu na niezadowolenie klientów (dok.)

Autorzy i data publikacji	Wnioski z badania
Rust i Zahorik (1993), Holmlund i Kock (1996), Colgate i Hedge (2001)	proces zmiany dostawcy usług finansowych, w tym w zakresie bankowości detalicznej, jest wyjątkowo złożony
Keaveney (1995), Colgate i in. (1996), Ennew i Binks (1996), Levesque i McDougall (1996b), Colgate i Hedge (2001)	zmiana usługodawcy może wynikać z konkretnych problemów, zdarzeń i czynników niezwiązanych z usługami (ceny usług finansowych są jednym z nich)

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Colgate i Hedge (2001).

Wymienione w zestawieniu 1 badania podkreślają znaczenie cen usług finansowych i dowodzą aktualności problemu badawczego. Prace te zyskują na znaczeniu zwłaszcza dziś, w dobie rosnącej presji cenowej, konkurencji fintechów, a także historycznie niskich stóp procentowych.

To właśnie obecny poziom stóp procentowych jest jednym z głównych czynników, które sprawiają, że banki detaliczne w Europie, w tym w Polsce, znajdują się pod dużą presją kosztową i dochodową. Skoncentrowanie działalności wielu instytucji finansowych na bankowości detalicznej oraz pojawienie się nowych konkurentów świadczących usługi płatności mobilnych zaostrza rywalizację w sektorze finansowym. Zależność między stopą procentową a kosztami usług bankowych była przedmiotem wielu artykułów, czego przykładem może być praca Stodulnego (2009). Autor wskazuje na aktualny poziom stóp procentowych NBP jako jeden z głównych czynników egzogenicznych wpływających na politykę cenową banków i zauważa, że na skutek obniżania stóp procentowych oraz rosnącej konkurencji w bankowości możemy obserwować spadek marży odsetkowej, który skutkuje wzrostem znaczenia opłat i prowizji. Obserwacje związane ze znaczeniem poziomu stóp procentowych NBP dla kosztów usług finansowych świadczonych przez banki zawierają także inne prace badawcze (Golec, 2012; Korzusznik i Michalska, 2013; Przybylska-Kapuścińska, 1997; Szyszko, 2010). Wskazują one pośrednio lub bezpośrednio na stopy procentowe jako determinanty cen usług bankowych, ale nie weryfikują statystycznej zależności między stopami a cenami usług.

Rozkład Cauchy'ego należy do grupy rozkładów stabilnych (Nolan, b.r.). Ze względu na szeroki zakres stosowania cała grupa rozkładów stabilnych jest przedmiotem wielu badań i artykułów naukowych, głównie ze względu na (co do zasady) tzw. cięższe ogony, niż przewiduje rozkład Gaussa, powszechnie stosowany w finansach (Krężolek, 2013; Nolan, b.r.). Analiza literatury dotyczącej zastosowania rozkładów stabilnych w ekonomii i finansach pokazuje, że najwięcej prac skupia się na zastosowaniu rozkładów stabilnych do modelowania rozkładów zwrotów z aktywów (Duczkowski, 2021; Nolan, b.r.). W zestawieniu 2, zaczerpniętym z pracy Nolana (b.r.) oraz opublikowanym także w artykule Duczkowskiego (2021), wymieniono wybrane badania w zakresie zastosowania rozkładu stabilnego w ekonomii i finansach opublikowane od 2000 r.

Zestawienie 2. Wybrane badania w zakresie zastosowania rozkładu stabilnego w ekonomii i finansach opublikowane od 2000 r.

Tematyka badawcza	Autorzy i data publikacji ^a
Rynek giełdowy	Belkacem (2000), Rachev i Mittnik (2000), Hardy (2003), Kozubowski (2003), Nolan (2003), Rachev (2003), Borak (2005), Haas (2005), Lombardi i Calzolari (2005), Ortobelli i Rachev (2005), Martin (2006), Frain (2007, 2009), Dominicy (2010), Kaplan (2012)
Wycena opcji oraz analiza ryzyka (VAR)	Hauksson i Rachev (2001), Khindanova (2001), Vollert (2001), Carr i Wu (2003), Cartea i Howison (2003), Lamantia (2006), Marinelli (2006), Sy (2006), Cartea i Howison (2007), Frain (2009)
Rynek walutowy oraz kryptowaluty	Fofack i Nolan (2001), Bastereld (2003, 2005), Lan i Tan (2007), Zhao i Wu (2009), Kakinaka i Umeno (2020)
Rynek nieruchomości	Brown (2000, 2004, 2005), Young (2006, 2008)
Rynek towarowy	Jin (2005), Weron (2005, 2006), Chinghamu (2015), Gnunay i Khaki (2018), Rodríguez-Aguilar (2019, 2020)
Ubezpieczenia oraz pozostałe badania	De Vany (2003), De Vany i Walls (2004), Walls (2005), Duczkowski (2021)

a Pełny opis bibliograficzny prac znajduje się w: Nolan (b.r.).

Źródło: Duczkowski (2021) i Nolan (b.r.).

Z przeglądu literatury przedmiotu wynika, że ceny usług finansowych świadczonych przez banki nie były dotąd przedmiotem badania weryfikującego możliwość stosowania rozkładu stabilnego, w tym jego szczególnej postaci – rozkładu Cauchy’ego, co w połączeniu ze znaczeniem cen usług finansowych i czynników je determinujących (m.in. stopy procentowe) przyczyniło się do przeprowadzenia niniejszego badania i wypełnienia luki badawczej.

3. Metoda badania

W badaniu wykorzystano dane miesięczne za okres styczeń 2010 – grudzień 2020 dotyczące wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki, publikowane przez Główny Urząd Statystyczny. Analizie statystycznej poddano szereg czasowy wartości wskaźnika opisanych stosunkiem wartości cen usług finansowych świadczonych przez banki $z(i)$ w miesiącu m roku r do wartości ceny usługi finansowej w analogicznym miesiącu roku poprzedniego ($r - 1$), tzw. wskaźnik r/r , co można wyrazić za pomocą formuły

$$z(i) = INDEXi = P(m; r) / P(m; r - 1), \quad (1)$$

gdzie:

r – rok,

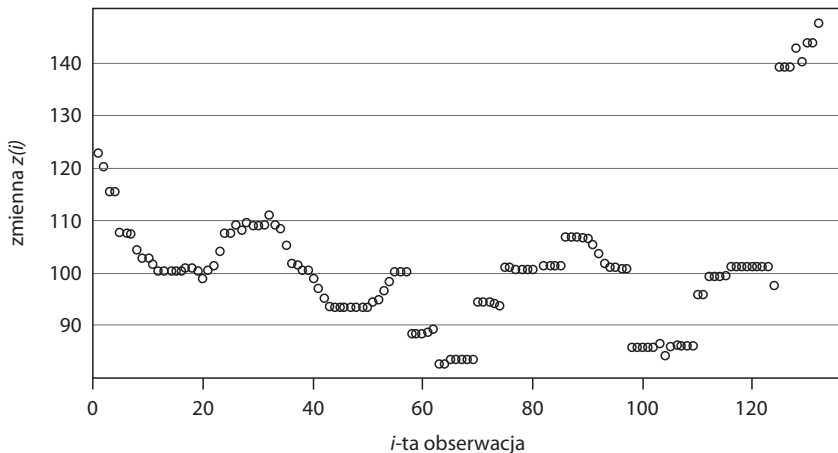
m – miesiąc,

P – cena usługi finansowej,

i – i -ta obserwacja w szeregu czasowym.

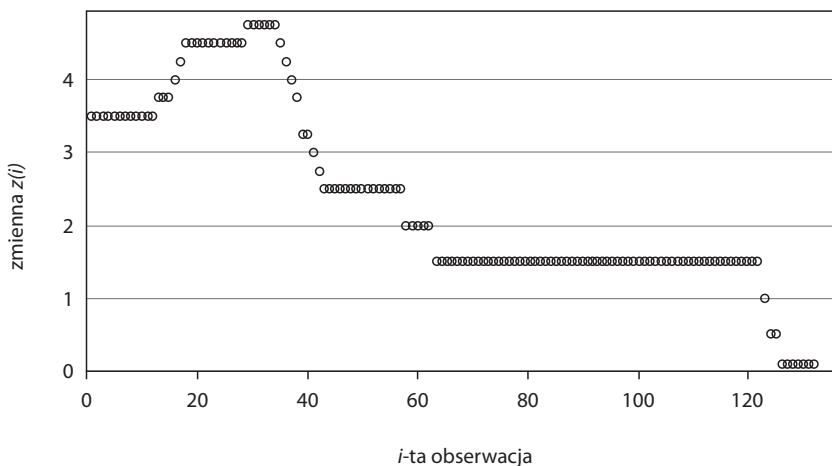
Zmiany wartości zmiennej $z(i)$ przedstawiono na wyk. 1. W ramach badania wykorzystano także dane publikowane przez NBP (b.r.) w zakresie wartości stopy referencyjnej, oznaczonej jako zmienna $a(i)$, które przedstawiono na wyk. 2.

Wykr. 1. Wskaźnik cen usług finansowych świadczonych przez banki w okresie styczeń 2010 – grudzień 2020



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021).

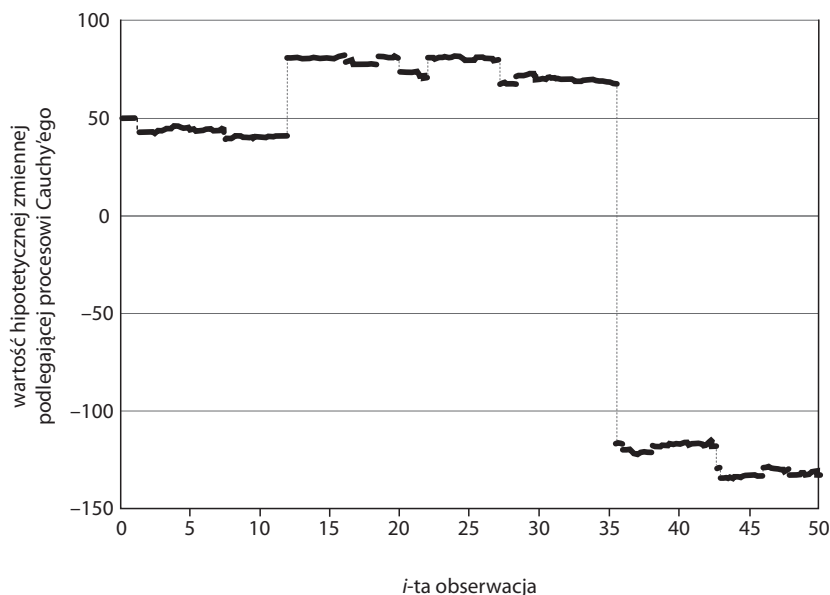
Wykr. 2. Stopa referencyjna NBP w okresie styczeń 2010 – grudzień 2020



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

Analizując przebieg szeregu czasowego zmiennej $z(i)$, można stwierdzić, że wskaźniki cen usług finansowych świadczonych przez banki czasowo utrzymują się na bardzo podobnym poziomie, a następnie ich wartości zmieniają się w wyniku znaczącej zmiany cen usług finansowych, po czym znów następuje okres małych fluktuacji, który poprzedza kolejną dużą korektę wartości. Ten schemat jest bardzo podobny do przebiegu stochastycznego procesu Cauchy'ego (schemat 1), a wynika bezpośrednio z tego, że sektor bankowy dostosowuje ceny swoich usług do otoczenia, by następnie dokonywać jedynie nieznacznych korekt lub wprowadzać promocje.

Schemat 1. Przykładowa realizacja stochastycznego procesu Cauchy'ego

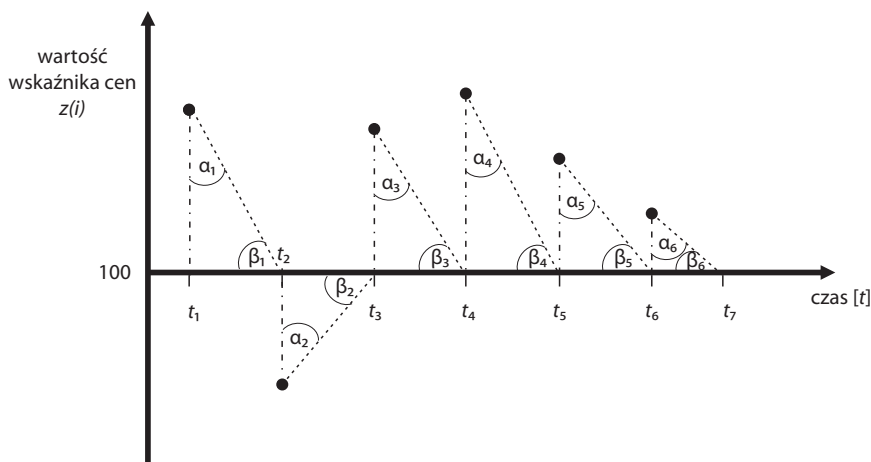


Źródło: Kwaśnicki (2014).

Jeżeli realizacje w czasie zmiennej $z(i)$ mogą być opisane procesem Cauchy'ego, to jej rozkład będzie podlegał rozkładowi Cauchy'ego. Jest to ciągły rozkład prawdopodobieństwa, który w literaturze przedmiotu (głównie z zakresu fizyki) zwany jest także rozkładem Lorentza (Weisstein, b.r.; Zalewski, 2004) lub rozkładem Breitau-Wignera (Nowak, 2002; Zalewski, 2004). Wśród jego wielu zastosowań można wskazać m.in. opis kształtu linii widmowych w fizyce jądrowej czy rocznych maksymalnych jednodniowych opadów deszczu i pływów rzecznych (Nowak, 2002). Rozkład Cauchy'ego ma niezdefiniowaną wartość oczekiwaną oraz wariancję, jak rów-

nież współczynnik asymetrii i ekscesu (Nowak, 2002). Warto jednak podkreślić, że jest to jeden z trzech rozkładów z rodziny rozkładów stabilnych, który ma analitycznie określoną funkcję gęstości prawdopodobieństwa. W trakcie omawianego badania fakt ten stał u podstaw weryfikacji, czy wskaźniki cen usług finałowych świadczonych przez banki podlegają rozkładowi normalnemu oraz stabilnemu, po wcześniejszym ich dopasowaniu do danych empirycznych.

Schemat 2. Model wartości wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki



Źródło: opracowanie własne.

Jeżeli zatem proces stochastyczny zmian cen usług finansowych świadczonych przez banki będzie procesem Cauchy'ego, a co za tym idzie wartość zmiennej $z(i)$ będzie podlegać rozkładowi Cauchy'ego, to do opisu tej zmiennej można zastosować model opisany poniżej i przedstawiony na schemacie 2. Jest to model dyskretny, który dzieli cały szereg czasowy na osobne trójkąty prostokątne o długości boków przyprostokątnych odpowiednio $z(i)$ oraz $(t_{i+1} - t_i)$. Przy założeniu, że rozkład kąta α jest rozkładem jednostajnym, możemy stwierdzić, że odległość $(t_{i+1} - t_i)$ będzie podlegać rozkładowi Cauchy'ego (Weisstein, b.r.). Zmieniając zatem perspektywę i przyjmując, że odległość $(t_{i+1} - t_i)$ jest stała, tak aby odpowiadało to modelowi zaprezentowanemu na schemacie 2, a także było zgodne z praktyką badawczą (regularne, cykliczne publikowanie wskaźników przez GUS), stwierdzamy, że kąt β będzie podlegał takiemu samemu rozkładowi przy założeniu zmienności boku $z(i)$. Rozkład zmiennej $z(i)$ będzie więc także podlegać rozkładowi Cauchy'ego. Hipotezę badawczą uprawdopodobnia również analiza danych empirycznych i porównanie wykresu przebiegu szeregu czasowego wartości wskaźnika cen usług finansowych

świadczonych przez banki (wykr. 1) ze sztucznie wygenerowaną realizacją procesu stochastycznego Cauchy'ego (schemat 1).

W ramach prac badawczych za pomocą pakietu R-Studio (funkcja *fitdistr()* w bibliotece *MASS* oraz funkcja *stableFit()* w bibliotece *fBasics*) dopasowano rozkład Cauchy'ego oraz – dla porównania – rozkład normalny i rozkład α -stabilny i wyznaczono ich parametry. Następnie zweryfikowano hipotezę w zakresie dopasowania rozkładu o określonych parametrach do danych empirycznych. Weryfikacja wykonywana była przy użyciu testu statystycznego Andersona-Darlinga, dostępnego w R-Studio (funkcja *ad.test()* w bibliotece *ADGofTest*).

W kolejnym kroku, także przy użyciu pakietu R-Studio, zweryfikowano zależność przyczynową w sensie Grangera pomiędzy zmiennymi a i z . W tym celu wykorzystano test przyczynowości Grangera (funkcja *grangertest()* w bibliotece *lmtest*). Oprócz tego wyznaczono wartości współczynnika korelacji tych dwóch zmiennych za pomocą trzech metod: Pearsona, Kendalla oraz Spearmana, aby uniknąć pozornej przyczynowości w rozumieniu Grangera. Z tego też względu test przyczynowości wykonywano dwukierunkowo w celu określenia przyczynowości zmiennych a na z oraz wpływu z na a .

Należy zaznaczyć, że wskaźnik cen usług finansowych świadczonych przez banki, obliczany przez GUS w ramach wyznaczania indeksu cen konsumpcyjnych CPI (Consumer Price Index), obejmuje bardzo szeroką grupę usług (GUS, 2021). GUS odnotowuje w tej pozycji ceny opłat za przelewy pieniężne, wpłaty na konta oraz sam koszt prowadzenia konta. Szeroki zakres analizowanego wskaźnika podkreśla jego kompleksowość i syntetyczność (uwzględnia najbardziej popularne produkty transakcyjne) oraz powoduje, że jego obserwacja może stanowić swoisty barometr rynku najpowszechniejszych usług finansowych. Z tego też względu analiza rozkładu zmiennej z , określonej wzorem (1), może dostarczyć istotnych informacji na temat zmian cen na tym rynku.

4. Wyniki badania

Podstawowe statystyki opisowe wyznaczone dla rozkładu empirycznego wartości zmiennych z i a przedstawia tabl. 1.

W tabl. 1, a także na wykr. 3, które prezentują m.in. empiryczne funkcje gęstości prawdopodobieństwa, widać wyraźnie, że rozkład zmiennej z charakteryzuje się smuklejszym kształtem w porównaniu z rozkładem normalnym i większą liczbą obserwacji skoncentrowanych wokół średniej/modalnej, a także występowaniem większej liczby obserwacji z ogonów rozkładu (tzw. grube ogony).

Tabl. 1. Podstawowe statystyki opisowe rozkładu empirycznego wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki oraz stopy referencyjnej NBP

Parametry	Zmienne	
	z	a
Minimum	82,67	0,10
I kwartył	94,12	1,50
Mediana	100,69	1,50
Średnia	101,25	2,34
III kwartył	104,72	3,50
Maksimum	147,95	4,75
Odchylenie standardowe	13,15	1,29
Skośność	1,62	0,48
Kurtoza	3,37	-0,85

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021) i NBP (b.r.).

Następnie dopasowano rozkład Cauchy'ego oraz rozkłady normalny i α -stabilny i wyznaczono ich parametry. Wyniki zawarte są w tabl. 2 oraz na wyk. 3.

Tabl. 2. Oszacowane parametry rozkładów wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki

Parametry	Rozkład		
	Cauchy'ego	normalny	α -stabilny
Pozycja	100,33	.	.
Skala	4,29	.	.
Średnia	101,25	.
Odchylenie standardowe	13,10	.
α	1,07
β	0,40
c	5,01
μ	99,83

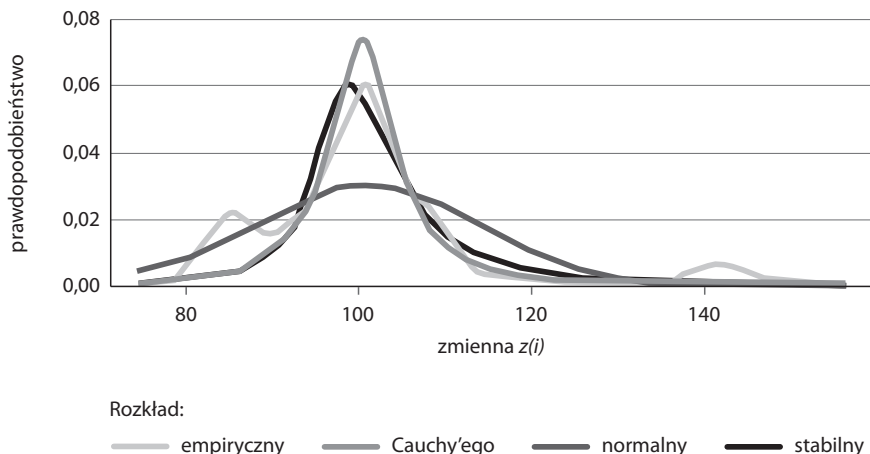
Uwaga. Parametry rozkładu stabilnego: parametr stabilności α , $\alpha \in (0,2]$, parametr skośności β , $\beta \in [-1,1]$, parametr skali c , $c \in (0,\infty)$, parametr lokalizacji μ , $\mu \in (-\infty, \infty)$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021) i NBP (b.r.) i własnych obliczeń.

Wyniki przedstawione w tabl. 2 są potwierdzeniem wniosków wpływających z otrzymanych statystyk opisowych rozkładu zmiennej z (tabl. 1).

Po wyznaczeniu parametrów rozkładów wskazanych w tabl. 2 zweryfikowano hipotezę dotyczącą dopasowania wyznaczonego rozkładu, o zadanych parametrach, do danych empirycznych. Weryfikację wykonywano przy użyciu testu statystycznego Andersona-Darlinga, a jej wynik zamieszczono w tabl. 3. Wartość p -value dla rozkładu Cauchy'ego jest większa od 0,05, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej, że rozkład zmiennej z jest rozkładem Cauchy'ego. Dla rozkładu normalnego oraz α -stabilnego hipotezę zerową należy odrzucić.

Wykr. 3. Empiryczna i teoretyczna (dopasowana) funkcja rozkładu wartości wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021).

Tabl. 3. Wyniki testu Andersona-Darlinga dla wyznaczonych funkcji rozkładów wartości wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki

Hipotezy i parametry	Rozkład		
	Cauchy'ego	normalny	α -stabilny
Hipotezy: H_0	rozkład zmiennej z jest rozkładem Cauchy'ego, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3	rozkład zmiennej z jest rozkładem normalnym, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3	rozkład zmiennej z jest rozkładem α -stabilnym, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3
H_A	rozkład zmiennej z nie jest rozkładem Cauchy'ego, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3	rozkład zmiennej z nie jest rozkładem normalnym, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3	rozkład zmiennej z nie jest rozkładem α -stabilnym, gdzie parametry rozkładu są zgodne z tabl. 3
AD	1,91	6,66	3,93
p -value	0,10	<0,01	<0,01
Komentarz	brak podstaw do odrzucenia H_0	należy odrzucić H_0 na rzecz H_A	należy odrzucić H_0 na rzecz H_A

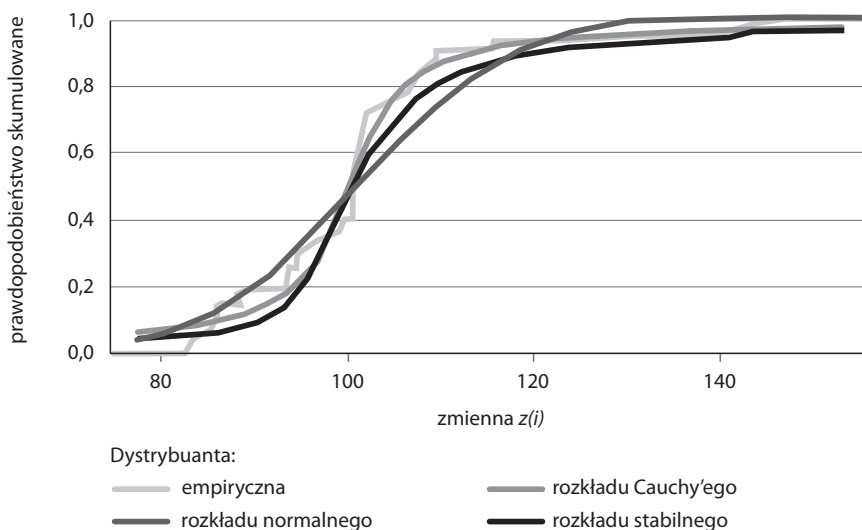
Uwaga. Parametry AD oraz p -value oznaczają odpowiednio wartość statystyki testującej i prawdopodobieństwa w ramach stosowanego testu statystycznego.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021) i NBP (b.r.).

O jakości dopasowania rozkładu teoretycznego Cauchy'ego do danych empirycznych mogą świadczyć nie tylko wysokie wartości p -value uzyskane w ramach testu Andersona-Darlinga, lecz także empiryczny kształt funkcji rozkładu oraz dystrybucyjność na tle funkcji teoretycznej (dopasowanej), co przedstawiono na wyk. 3 i 4. Dowodzi to, że rozkład Cauchy'ego o oszacowanych parametrach może bardzo do-

brze opisywać zmiany cen usług finansowych świadczonych przez banki, co potwierdza hipotezę badawczą oraz zasadność przedstawionego modelu. Takich wniosków nie można wysnuć w przypadku rozkładów normalnego i stabilnego. Nie są to zatem dystrybucje, które w odpowiedni sposób opisywałyby wskaźniki cen usług finansowych świadczonych przez banki.

Wykr. 4. Empiryczna i teoretyczna (dopasowana) dystrybuanta rozkładu wartości wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki



Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021).

Wyniki weryfikacji zależności przyczynowej w sensie Grangera pomiędzy zmiennymi a i z oraz współczynniki korelacji przedstawia tabl. 4.

Tabl. 4. Wyniki testu Grangera oraz wartości współczynnika korelacji stopy referencyjnej NBP i wskaźnika cen usług finansowych świadczonych przez banki

Wyszczególnienie	Wyniki	
	(a ; z)	(z ; a)
Parametry: F	4,3597	0,1949
$Pr(F)$	0,03878	0,6596
Komentarz	występuje przyczynowość zmiennych a i z	nie występuje przyczynowość zmiennych a i z
Współczynnik korelacji (a ; z): Pearsona	-0,06	
Kendala	0,17	
Spearmana	0,18	

Uwaga. Parametry F i $Pr(F)$ oznaczają odpowiednio wartość statystyki testującej i prawdopodobieństwa w ramach stosowanego testu statystycznego.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: GUS (2021) i NBP (b.r.).

Brak korelacji lub niskie wartości współczynnika korelacji zmiennych a i z w połączeniu z wartością $Pr(F) < 0,05$ dla testu wpływu zmiennej a na zmienną z (przy jednoczesnym braku wpływu z na a) statystycznie potwierdzają hipotezę badawczą, czyli zależność przyczynową wpływu stopy referencyjnej NBP na ceny usług finansowych. Widać zatem – co jest zgodne z praktyką biznesową, a także wynika z literatury przedmiotu – że stopa referencyjna NBP pośrednio i bezpośrednio stanowi istotną determinantę cen usług bankowych. Stopa referencyjna NBP wpływa bowiem na marżę odsetkową, której spadek jest rekompensowany przez instytucje finansowe zmianą opłat i prowizji.

5. Podsumowanie

W ramach badania omówionego w artykule zweryfikowano rozkład empiryczny wskaźników cen usług finansowych świadczonych przez banki w Polsce publikowanych przez GUS. Badanie potwierdziło, że empiryczny rozkład wartości wskaźnika cen można opisać rozkładem Cauchy'ego, co pozwala na stosowanie modelu przedstawionego w pracy. Dodatkowo w ramach badania pozytywnie zweryfikowano hipotezę o zależności zmian cen usług bankowych od poziomu stopy referencyjnej publikowanej przez NBP, to znaczy potwierdzono jednokierunkową przyczynowość w sensie Grangera. Przeprowadzone badanie pozwoliło także wskazać cechy charakterystyczne rozkładów zmian cen usług finansowych, takie jak grube ogony i wyższy szczyt funkcji gęstości w porównaniu z rozkładem normalnym. Prawdopodobieństwo wystąpienia nietypowych zmian cen jest zatem większe, niż w przypadku gdyby miały one rozkład normalny.

Wyniki zyskują na aktualności zwłaszcza w kontekście decyzji Rady Polityki Pieniężnej z 6 października 2021 r., która podniosła stopy procentowe w Polsce, obniżone do historycznie niskiego poziomu na początku pandemii COVID-19. Wyniki te mogą mieć także praktyczne zastosowanie. Znając rozkłady, jakim podlegają zmiany cen usług finansowych, można stosunkowo łatwo modelować wpływ zmiany cen na inne parametry rynku, jak np. rentowność sektora bankowego. Przeprowadzone badanie może być uznane za istotny wkład w rozwój nauki o finansach poprzez określenie parametrów rozkładu, jakim podlegają wartości wskaźnika cen usług finansowych w Polsce oraz potwierdzenie zasadności stosowania funkcji Cauchy'ego. Według wiedzy autorów brakuje bowiem opracowań w tym zakresie. Dalsze badania mogą dotyczyć rynków międzynarodowych i porównania otrzymanych wyników między krajami. Interesujące byłoby również porównanie rozkładów zmian cen usług finansowych na tle innych produktów, np. ubezpieczeń.

Bibliografia

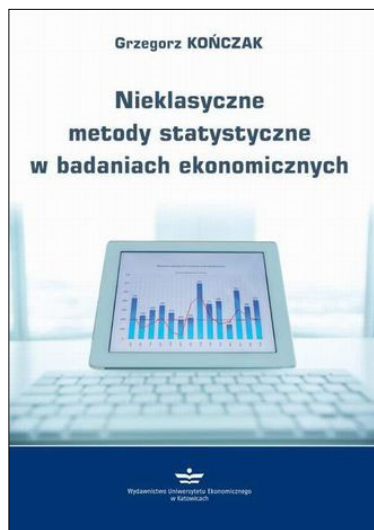
- Andreasen, A. R. (1977). A Taxonomy of Consumer Satisfaction/Dissatisfaction Measures. *The Journal of Consumer Affairs*, 11(2), 11–24. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.1977.tb00612.x>.
- Barnes, J. G. (1997). Closeness, strength and satisfaction: examining the nature of relationships between providers of financial services and their retail customers. *Psychology & Marketing*, 14(8), 765–790. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1520-6793\(199712\)14:8<765::AID-MAR3>3.0.CO;2-C](https://doi.org/10.1002/(SICI)1520-6793(199712)14:8<765::AID-MAR3>3.0.CO;2-C).
- Bejou, D., Palmer, A. (1998). Services failure and loyalty: an exploratory empirical study of airline customers. *Journal of Services Marketing*, 12(1), 7–22. <https://doi.org/10.1108/08876049810202339>.
- Bolton, R. N., Bronkhorst, T. M. (1995). The relationship between customer complaints to the firm and subsequent exit behaviour. *Advances in Consumer Research*, 22, 92–100. <https://www.acrwebsite.org/volumes/7676/volumes/v22/NA-22>.
- Boote, J. (1998). Towards a comprehensive taxonomy and model of consumer complaining behaviour. *Journal of Consumer Satisfaction, Dissatisfaction and Complaining Behaviour*, 11, 141–149. <https://core.ac.uk/download/pdf/50631.pdf>.
- Colgate, M., Hedge, R. (2001). An investigation into the switching process in retail banking services. *International Journal of Bank Marketing*, 19(5), 201–212. <https://doi.org/10.1108/02652320110400888>.
- Colgate, M., Stewart, K., Kinsella, R. (1996). Customer defection: a study of student market in Ireland. *International Journal of Bank Marketing*, 14(3), 23–29. <https://doi.org/10.1108/02652329610113144>.
- Dropia, J., Duczowski, N. (2021). Trzy i pół teorii bankowości [maszynopis zgłoszony do publikacji].
- Duczowski, N. (2021). Zastosowanie rozkładu α -stabilnego do modelowania zmian cen ubezpieczeń. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (2), 109–128. <https://doi.org/10.33995/wu2021.2.7>.
- Ennew, C. T., Binks, M. R. (1996). The impact of service quality and service characteristics on customer retention: small businesses and their banks in the UK. *British Journal of Management*, 7(3), 219–230. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.1996.tb00116.x>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2021). *Wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych w czerwcu 2021 r.* <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ceny-handel/wskazniki-cen/wskazniki-cen-towarow-i-uslug-konsumpcyjnych-w-czerwcu-2021-roku,2,117.html>.
- Golec, M. M. (2012). Determinanty zmian stóp procentowych w bankach spółdzielczych. *Studia Ekonomiczne*, (105), 237–246.
- Hirschman, A. O. (1980). Exit, Voice, and Loyalty: Further Reflections and a Survey of Recent Contributions. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 58(3), 430–453. <https://doi.org/10.2307/3349733>.
- Hocutt, M. A. (1998). Relationship dissolution model: antecedents of relationship commitment and the likelihood of dissolving a relationship. *International Journal of Service Industry Management*, 9(2), 189–200. <https://doi.org/10.1108/09564239810210541>.
- Holmlund, M., Kock, S. (1996). Relationship marketing: the importance of customer perceived service quality in retail banking. *The Service Industries Journal*, 16(3), 287–304. <https://doi.org/10.1080/02642069600000029>.

- Jaworski, W. L., Zawadzka, Z. (red.). (2007). *Bankowość: podręcznik akademicki*. Warszawa: Poltext.
- Keaveney, S. M. (1995). Customer switching behaviour in service industries: an exploratory study. *Journal of Marketing*, 59(2), 71–82. <https://doi.org/10.1177/002224299505900206>.
- Korzusznik, H., Michalska, H. (2013). Zagadnienia opłat i prowizji bankowych. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu*, 49(4), 467–480. https://www.wydawnictwo.wsb.pl/sites/wydawnictwo.wsb.pl/files/czasopisma-tresc/ZN_49_Poz_calosc.pdf.
- Krężolek, D. (2013). Metody aproksymacji indeksu ogona rozkładów alfa-stabilnych na przykładzie GPW w Warszawie. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (162), 21–30. <https://www.sbc.org.pl/dlibra/publication/96253/edition/90786/content>.
- Kwaśnicki, M. (2014, 16 maja). *Fluktuacje procesów Lévy'ego*. 5. Forum Matematyków Polskich, Poznań. <http://prac.im.pwr.edu.pl/~kwasnicki/stuff/Poznan.pdf>.
- Levesque, T. J., McDougall, G. (1996a). Customer dissatisfaction: the relationship between types of problems and customer response. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 13(3), 264–276. <https://doi.org/10.1111/j.1936-4490.1996.tb00736.x>.
- Levesque, T. J., McDougall, G. (1996b). Determinants of customer satisfaction in retail banking. *International Journal of Bank Marketing*, 14(7), 12–20. <https://doi.org/10.1108/02652329610151340>.
- Limbrick, D. (1993). A trivial pursuit?. *Managing Service Quality: An International Journal*, 3(3), 39–42. <https://doi.org/10.1108/EUM0000000003169>.
- Mandal, P. C. (2017). Dimensions affecting customer switching in retail banking: A review. *International Journal of Applied Research*, 3(1), 832–836. <https://www.allresearchjournal.com/archives/2017/vol3issue1/PartL/3-1-158-434.pdf>.
- Narodowy Bank Polski. (b.r.). *Podstawowe stopy procentowe NBP w latach 1998–2021*. https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/dzienne/stopy_archiwum.htm.
- Nolan, J. P. (b.r.). *Bibliography on stable distributions, processes and related topics*. Pobrane 14 lipca 2021 r. z <https://edspace.american.edu/jpnolan/wp-content/uploads/sites/1720/2021/07/StableBibliography.pdf>.
- Nolan, J. P. (1997). Numerical calculation of stable densities and distribution functions. *Communications in Statistics. Stochastic Models*, 13(4), 759–774. <https://doi.org/10.1080/15326349708807450>.
- Nolan, J. P. (2018). *Stable Distributions Models for Heavy Tailed Data*. <https://edspace.american.edu/jpnolan/wp-content/uploads/sites/1720/2020/09/Chap1.pdf>.
- Nowak, R. (2002). *Statystyka dla fizyków*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Oliveira, S., Carvalho, J. M., Oliveira, R. R. (2019). Factors that influence customer defection: Analysis of the banking sector. *REBRAE*, 12(2), 119–135. <https://periodicos.pucpr.br/index.php/REBRAE/article/view/25267>.
- Przybylska-Kapuścińska, W. (1997). Determinanty oprocentowania kredytów w bankach komercyjnych (część II – czynniki makroekonomiczne). *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, (4), 69–84.
- Rust, R., Zahorik, A. J. (1993). Customer satisfaction, customer retention and market share. *Journal of Retailing*, 69(2), 193–215. [https://doi.org/10.1016/0022-4359\(93\)90003-2](https://doi.org/10.1016/0022-4359(93)90003-2).

- Solnick, S. J., Hemenway, D. (1992). Complaints and disenrollment at a health maintenance organisation. *The Journal of Consumer Affairs*, 26(1), 90–99. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6606.1992.tb00017.x>.
- Stewart, K. (1998). An exploration of customer exit in retail banking. *International Journal of Bank Marketing*, 16(1), 6–14. <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/02652329810197735/full/pdf>.
- Stodulny, P. (2009). Determinanty kształtowania cen na rynku usług bankowych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, (113), 75–94.
- Szypszak, M. (2012). Banki w oczach klientów. *Miesięcznik Finansowy Bank*, (1), 54–56. <https://alebank.pl/wp-content/uploads/2012/02/bank.01.2012.054-056.pdf>.
- Szyszko, M. (2010). Analiza związku zmian stóp procentowych NBP i oprocentowania depozytów bankowych. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu*, (30), 83–157. https://www.wydawnictwo.wsb.pl/sites/wydawnictwo.wsb.pl/files/czasopisma-tresc/zn_poz_30.pdf#page=83.
- Weisstein, E. W. (b.r.). *Cauchy Distribution*. <https://mathworld.wolfram.com/CauchyDistribution.html>.
- Vyas, V., Raitani, S. (2013). Drivers of customers' switching behaviour in Indian banking industry. *International Journal of Bank Marketing*, 32(4), 321–342. <https://doi.org/10.1108/IJBM-04-2013-0033>.
- Zalewski, K. (2004). *Mały wykład z mechaniki kwantowej*. <https://th.if.uj.edu.pl/%7Ezalewski/notatki.pdf>.

Recenzja książki Grzegorza Kończaka *Nieklasyczne metody statystyczne w badaniach ekonomicznych*

Review of Grzegorz Kończak's book *Non-classical statistical methods in economic research*



Język/Language: polski/Polish

Wydawnictwo/Publisher: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach

Miejsce i rok wydania / Place and year of publication: Katowice 2020

Liczba stron / Number of pages: 135

Dynamiczny wzrost możliwości obliczeniowych komputerów spowodował, że w ostatnich latach w statystyce częściej sięga się po metody symulacyjne. W publikacji Grzegorza Kończaka *Nieklasyczne metody statystyczne w badaniach ekonomicznych* scharakteryzowane zostały wybrane metody statystyczne, których ze względu na ich specyfikę nie można zaliczyć do klasycznych. Autor zwrócił uwagę przede wszystkim na moż-

liwości wykorzystania tych metod statystycznych, które nie wymagają rygorystycznych założeń, np. dotyczących postaci rozkładu. Takie podejście może się okazać szczególnie przydatne w przypadku użycia danych uzyskanych np. metodami niezależnymi losowości czy big data. Warto także podkreślić, że autor przedstawił symulacyjne wersje zarówno parametrycznych, jak i nieparametrycznych klasycznych testów statystycznych.

Praca składa się z czterech rozdziałów. W pierwszym wyjaśniono podstawowe pojęcia związane z badaniami statystycznymi, a także opisano pokrótce R, czyli interpretowany język programowania oraz środowisko do obliczeń statystycznych i wizualizacji wyników. Ta część zawiera także informacje o wykorzystanych zbiorach danych i bibliotekach, dzięki czemu czytelnik może samodzielnie przetestować metody przedstawione w dalszej części opracowania.

W rozdziale drugim dokonano charakterystyki wybranych klasycznych metod statystycznych. Przedstawiono typowe założenia wymagane przy ich wykorzystaniu, w szczególności dotyczące normalności rozkładu badanych zmiennych. Warto, by w następnych wydaniach książki autor podał wzory uwzględniające liczebność próby czy opracowane poprawki, a nie tylko ich podstawowe wersje.

Rozdział trzeci stanowi swego rodzaju prezentację nieklasycznych metod statystycznych. Autor przybliżył czytelnikom model permutacyjny Fishera-Pitmana, kilka wariantów testów pustych cel, a także kilka metod symulacyjnych. Przedstawił również metody bootstrap i jackknife oraz założenia testów permutacyjnych. W dalszej części opisał narzędzia generowania liczb losowych oraz kilka rozszerzeń klasycznych metod statystycznych, np. wielowymiarowy współczynnik korelacji rang.

W rozdziale czwartym, zamykającym opracowanie, podano przykłady zastosowania metod nieklasycznych w analizach ekonomicznych, m.in. wykorzystanie testu permutacyjnego do porównania bezrobocia w dwóch województwach czy wyznaczenie przedziału ufności metodą bootstrap dla zmiennych charakteryzujących się dużą asymetrią, a więc o rozkładzie istotnie różnym od rozkładu normalnego.

W recenzowanej publikacji informacje o języku R przekazano w jasny i przystępny sposób, dzięki czemu po lekturze nawet początkujący statystyk może stosunkowo szybko stać się badaczem danych i bazując na własnej wiedzy, spróbować wykorzystać w pracy zaprezentowane metody. Bardziej zaawansowanym czytelnikom cenne informacje zawarte w książce pozwolą z innej perspektywy spojrzeć na statystykę, wnioskowanie statystyczne czy predykcję, co być może zaowocuje efektywniejszym wykorzystaniem dostępnych danych. Omówione metody mogą się okazać szczególnie przydatne w sytuacji, gdy zdarzenia losowe, takie jak pandemia COVID-19, diametralnie zmieniają obraz szeregów czasowych, a także mogą być sposobem na zniwelowanie problemu utraty części danych wskutek niemożności przeprowadzenia badań statystycznych tradycyjnymi metodami.

Marek Cierpiał-Wolan

Uniwersytet Rzeszowski, Instytut Ekonomii i Finansów,

Katedra Metod Ilościowych i Informatyki Gospodarczej; Urząd Statystyczny w Rzeszowie

University of Rzeszów, Institute of Economics and Finance,

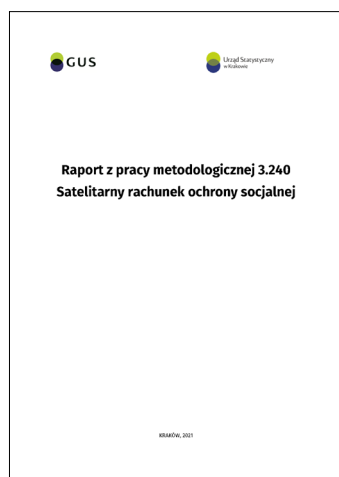
Department of Quantitative Methods and Economic Informatics; Statistical Office in Rzeszów

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2672-3234>

WYDAWNICTWA GUS. WRZESIEŃ 2021 PUBLICATIONS OF STATISTICS POLAND. SEPTEMBER 2021

W ofercie wydawniczej Głównego Urzędu Statystycznego z ubiegłego miesiąca warto zwrócić uwagę na następującą publikację:

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



Tytuł: *Satelitarny rachunek ochrony socjalnej*

Title: *Social Protection Satellite Account*

Język: polski

Language: Polish

Dodatkowe informacje: opracowanie dostępne w wersji elektronicznej

Additional information: publication available in the electronic version

Raport z pracy badawczej nad metodologią satelitar-
nego rachunku ochrony socjalnej, ukazującego wielo-
wymiarowy obraz wielkości i rodzajów świadczeń
z tytułu ochrony socjalnej w powiązaniu z systemem
rachunków narodowych. Dzięki precyzyjnemu okreś-
leniu obszarów łączących różne dziedziny statystyki

społecznej i przedstawieniu ich w szerszym kontekście społeczno-ekonomicznym rachunek ten dostarcza pogłębionych informacji o ochronie socjalnej, m.in. pozwala na dokonanie dodatkowych podziałów wydatków i wpływów przeznaczonych na ochronę socjalną w rachunkach narodowych. W raporcie przedstawiono wyniki wstępnego szacunku rachunku satelitarnego w Polsce za 2015 r., dokonanego na podstawie wypracowanej metodologii. Ponadto zamieszczono zestaw tablic wydatków i wpływów według wykazu systemów ochrony socjalnej funkcjonujących w Polsce i innych cech klasyfikacyjnych.

We wrześniu br. ukazały się ponadto:

- *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności* [folder dla rodzin biorących udział w badaniu aktywności ekonomicznej ludności] - I kwartał 2021 r.;
- *Bezrobocie rejestrowane. I-II kwartał 2021 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 8/2021;
- *Budżety gospodarstw domowych w 2020 r.*;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (lipiec 2021 r.)*;
- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2021 (wrzesień 2021)*;

- *Nakłady i wyniki przemysłu w I-II kwartale 2021 r.;*
- *Pomoc społeczna i opieka nad dzieckiem i rodziną w 2020 r.;*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w sierpniu 2021 r.;*
- „Statistics in Transition new series” nr 3/2021;
- *Sytuacja makroekonomiczna w Polsce na tle procesów w gospodarce światowej w 2020 r.;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju w sierpniu 2021 r.;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza województw nr 2/2021;*
- *Telekomunikacja 2020 [folder];*
- *Transport – wyniki działalności w 2020 r.;*
- „Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” nr 9/2021;
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w pierwszym półroczu 2021 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 MEiN. Zgodnie z komunikatem Ministra Edukacji i Nauki z dnia 9 lutego 2021 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych „WS” otrzymały 40 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: Agro, BazEkon, Central and Eastern European Academic Source (CEEAS), 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, adres e-mail 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 zastosowanej 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 zastępca, redaktorzy tematyczni i redaktor merytoryczny. Członkowie zespołu redakcyjnego weryfikują nadsyłane 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 antyplagiacyjny. 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 jakiegokolwiek 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, adres e-mail, afiliacja. Wśród autorów artykułu wieloautorskiego należy wskazać autora korespondencyjnego.
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, jej 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, uwzględniająca przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze, w tym uzasadnienie ich wyboru;
 - wyniki badania – analiza danych oraz interpretacja wyników i odniesienie ich do rezultatów wcześniejszych badań (dyskusja). W uzasadnionych przypadkach dyskusja może stanowić odrębną część artykułu;
 - podsumowanie, które powinno być zwarte 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 wycienieniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktarami 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.
18. Literowe symbole liczb i innych wielkości niezłożonych należy zapisywać małą lub dużą literą i pismem pochyłym (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektorów – pismem pochyłym i pogrubionym (np. \mathbf{a} , \mathbf{A} , \mathbf{w} , $\mathbf{y}(x)$, \mathbf{w}_i); macierzy – pismem prostym i pogrubionym (np. \mathbf{A} , \mathbf{a} , \mathbf{M} , $\mathbf{Y}(x)$, \mathbf{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 – wykres.
21. Wszystkie zawarte w artykule informacje, dane i stwierdzenia wykraczające poza wiedzę powszechną – np. wyniki badań innych autorów, zarówno o charakterze empirycznym, jak i koncepcyjnym – muszą być opatrzone przypisem bibliograficznym. Przez wiedzę powszechną należy rozumieć informacje ogólnie znane i niebudzące wątpliwości ani kontrowersji w danej grupie społecznej, np. utworzenie GUS w 1918 r. lub powstanie UE w 1993 r. na podstawie traktatu z Maastricht. Natomiast dane statystyczne udostępniane lub publikowane np. przez GUS lub Eurostat nie należą do takich informacji. Charakteru wiedzy powszechnej nie mają również stwierdzenia odnoszące się do idei, zjawisk i procesów społecznych, politycznych czy gospodarczych. Nawet pozornie zdroworozsądkowe idee zmieniają bowiem swój sens w zależności od kultury, języka lub dyscypliny naukowej, a także bywają w rozmaity sposób konceptualizowane, jak np. pojęcie poznania w naukach społecznych.

Podanie źródła jest konieczne niezależnie od tego, czy informacje lub stwierdzenia są ujęte w ramy cytatu, czy przedstawione bez dosłownego przytoczenia, np. w formie parafrazy. Jeżeli stwierdzenie może budzić jakiegokolwiek wątpliwości odbiorców, autor powinien wskazać stosowne źródło podawanej informacji.

22. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
23. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

4.3. Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

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)
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)

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

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 (zeszyt), strona początku–strona końca.</i>
Dostępny w internecie, z DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik(zeszyt), strona początku–strona końca.</i> https://doi.org/xxx .
Dostępny w internecie, bez DOI	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma, rocznik(zeszyt), strona początku–strona końca.</i> https://xxx .
Maszynopis	
Niepublikowany / przygotowywany przez autora / zgłoszony do publikacji, ale jeszcze niezaakceptowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł [maszynopis niepublikowany / w przygotowaniu / zgłoszony do publikacji].</i>
Zaakceptowany do publikacji	Nazwisko, X. (w druku). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma.</i>
Opublikowany nieformalnie (np. na stronie internetowej autora)	Nazwisko, X., Nazwisko 2, Y. (rok). <i>Tytuł artykułu.</i> https://xxx .
Opublikowany w trybie early view / ahead of print / online first	Nazwisko, X. (rok). Tytuł artykułu. <i>Tytuł czasopisma.</i> Early view / Ahead of print / Online first. https://xxx .
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: tom zatytułowany	Nazwisko, X. (rok). <i>Tytuł książki: nr tomu. Tytuł tomu.</i> Miejsce wydania: Wydawnictwo.
tom niezatytułowany	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.

Typ publikacji	Przykład opisu bibliograficznego
Inne prace (dok.)	
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 urzędowym.
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 .

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

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.