

Warsaw University of Life Sciences – SGGW
Institute of Economics and Finance
Department of Econometrics and Statistics

**QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS**

**METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH
EKONOMICZNYCH**

Volume XXIII, No. 4

Warsaw 2022

EDITORIAL BOARD

Editor-in-Chief: Bolesław Borkowski

Vice-Editor-in-Chief: Hanna Dudek

Managing Editor: Michał Gostkowski, Grzegorz Koszela

Theme Editors:

Econometrics: Bolesław Borkowski

Multidimensional Data Analysis: Wiesław Szczesny

Mathematical Economy: Zbigniew Binderman

Analysis of Labour Market: Joanna Landmesser-Rusek

Financial Engineering: Monika Krawiec

Data Science: Michał Gostkowski

Theory of Risk: Marek Andrzej Kociński

Statistical Editor: Wojciech Zieliński

Technical Editors: Jolanta Kotlarska, Elżbieta Saganowska

Language Editor: Agata Cienkusz

Native Speaker: Yochanan Shachmurove

Editorial Assistant: Łukasz Pietrych

SCIENTIFIC BOARD

Adnene Ajimi (University of Sousse, Tunisia)

Heni Boubaker (University of Sousse, Tunisia)

Peter Friedrich (University of Tartu, Estonia)

Paolo Gajo (University of Florence, Italy)

Agnieszka Gehringer (University of Göttingen, Germany)

Anna Maria Gil-Lafuente (University of Barcelona, Spain)

Jaime Gil-Lafuente (University of Barcelona, Spain)

Vasile Glavan (Moldova State University, Moldova)

Francesca Greselin (University of Milano-Bicocca, Italy)

Ana Kapaj (Agriculture University of Tirana, Albania)

Jirawan Kitchaicharoen (Chiang Mai University, Thailand)

Yuriy Kondratenko (Black Sea State University, Ukraine)

Vassilis Kostoglou (Alexander Technological Educational Institute of Thessaloniki, Greece)

Karol Kukula (University of Agriculture in Krakow, Poland)

Kesra Nermend (University of Szczecin, Poland)

Nikolas N. Olenev (Russian Academy of Sciences, Russia)

Alexander N. Prokopenya (Brest State Technical University, Belarus)

Yochanan Shachmurove (The City College of The City University of New York, USA)

Mirbulat B. Sikhov (al-Farabi Kazakh National University, Kazakhstan)

Marina Z. Solesvik (Nord University, Norway)

Ewa Syczewska (Warsaw School of Economics, Poland)

Achille Vernizzi (University of Milan, Italy)

Andrzej Wiatrak (University of Warsaw, Poland)

Dorota Witkowska (University of Lodz, Poland)

ISSN 2082-792X

e-ISSN 2543-8565

© Copyright by Department of Econometrics and Statistics WULS – SGGW
(Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW)

Warsaw 2022, Volume XXIII, No. 4

Journal homepage: <https://qme.sggw.edu.pl>

Published by Warsaw University of Life Sciences Press

CONTENTS

Poliakova Yuliia, Sokurenko Solomiya – The Long-Run Effects of the Short-Run Stabilization Policies in Ukraine	99
Andrychowska Anna, Lipiński Paweł– Analiza trwania pracy zdalnej w czasie pandemii COVID-19	109
Grzybowska Urszula, Wicki Ludwik - Wykorzystanie metody DEA do analizy zmian produktywności i efektywności w zakresie produkcji zbóż według województw w latach 1997-2019	120

THE LONG-RUN EFFECTS OF THE SHORT-RUN STABILIZATION POLICIES IN UKRAINE

Yuliia Poliakova  <https://orcid.org/0000-0002-8073-6186>

Solomiya Sokurenko  <https://orcid.org/0000-0003-1459-5562>

Department of International Economic Relations
Lviv University of Trade and Economics, Ukraine
e-mail: polyakova0909@gmail.com; solomiya.sh@gmail.com

Abstract: Based on the quarterly data for the period of 2002–2021, short- and long-term output effects of stabilization policies in Ukraine are estimated. Our main results are as follows: (i) domestic currency appreciation is expansionary regardless of the time horizon, (ii) government expenditures are expansionary in the short run, with an opposite effect in the long run, (iii) monetary policy tightening is contractionary in the long run, (iv) liberalization of economy is expansionary in the long run. Also, about 80% of deviation from the long-run relationship is corrected in the short run.

Keywords: Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL), exchange rate, the fiscal-monetary mix, stabilization policy, Ukraine

JEL classification: E27, E52, E62

INTRODUCTION

Since the beginning of 1980s, it was common to believe that the use of monetary policy tools is sufficient for the purpose of stabilizing output around its equilibrium (or natural) level, while keeping inflation at its long-run target, and in the presence of elasticity optimism in foreign trade (it implies that domestic aggregate demand effects of monetary policy shocks are strengthened by a symmetric impact on the net trade balance). However, the experience of the world fiscal crisis of 2008–2009 suggests a stronger role of the fiscal policy in any output stabilization efforts, as monetary policy has become much less potent in a low interest rate environment of the last decade. On the other hand, an active use of fiscal stimuli cannot but raise concerns about fiscal sustainability and fiscal dominance

when it is not possible to finance budget deficit without a retreat to the central bank funds, thus endangering price stability.

In the case of Ukraine, stabilization policy issues become further complicated by institutional problems that weaken the transmission mechanism and the harsh realities of the military conflict with Russia (since 2014), which turned into a full-scale war in February 2022. Overall, Ukraine seems to be an example of excess macroeconomic shocks that require not only a conventional stabilization policy with the fiscal-monetary mix or exchange rate changes but also the implementation of structural measures.

The objective of our paper is to provide empirical evidence on the short- and long-term output effects of stabilization policies in Ukraine, with a control for institutional features of the economy. As short-run stabilization policy can have both short- and long-term effects [Calmfors 1982], it implies the use of the error-correction framework for estimation purposes.

The remainder of the paper proceeds as follows. Section 2 provides a brief review of the empirical studies regarding stabilization policy effects in Ukraine. In Section 3, data and statistical methodology are discussed. Section 4 presents the main empirical results and Section 5 includes conclusions.

LITERATURE REVIEW

The long-term effects of stabilization policy aimed at the balance between supply and demand in the economy can be explained by changes in the allocation of resources and consequences for future macroeconomic performance [Calmfors 1982]. For example, expenditure-increasing policies may prevent recession but at the cost of higher inflation and long-term output losses. On the other hand, budget deficit cuts or interest rate hikes can reduce inflation but cause a persistent decrease in the natural level of output due to the hysteresis in unemployment rates or unfavourable structural shifts. As argued by the adherents of structuralist theories in the developing countries, any demand restraint leads mainly to a drop in domestic output in the short run, which in turn can discourage investment and thus reduce the economy's long-run output [Crockett 1981]. Further complications are caused by the so-called non-Keynesian fiscal policy effects when fiscal austerity becomes expansionary, as suggested by Afonso, Alves, and Jalles [2022], or the price puzzle when an increase in the central bank interest rate is associated with a higher inflation rate [Sims 1992].

Previous empirical studies for Ukraine are in support of conventional monetary policy effects on both output and inflation, while the estimates of fiscal policy are ambiguous. As established by Bondarchuk and Raboshuk [2020] with the vector autoregression (VAR) model, money supply is expansionary while there is an inverse relation to the interest rate. However, impulse response functions estimated for the 2006Q1–2019Q2 period are unstable and suggest seasonality in the time series.

Naumenkova, Malyutin and Mishchenko [2015] analyse the monthly data for the period of 2008–2013 and conclude that there is a conventional inverse relation between the aggregate demand and interest rate.

Using quarterly data for the 2001Q1–2016Q2 period and applying them in the structural vector autoregression (SVAR) model, Vdovychenko [2018] finds that both government expenditures and revenues are inflationary and expansionary, with the fiscal multiplier being higher for the former. Similar results are obtained for the same data sample by Shevchuk and Kopych [2017] with the autoregression vector error correction model (VECM).

Several studies combine effects of fiscal and monetary policies. Using a SVAR model for the period of 2002Q1–2018Q2, Shevchuk [2019] found that an increase in the National Bank of Ukraine (NBU) reference rate brings about a temporary decrease in the output gap, while improvement in the budget balance is expansionary with respect to the output gap. Based on quarterly data for the period of 2000Q1–2016Q4 and with the application of SVAR model, Shevchuk, Kopych and Golynska [2018] concluded that the budget surplus is expansionary and anti-inflationary, while tightening of monetary policy is associated with a decrease in the output gap. As the use of government expenditures for stabilization purposes can be constrained by the high level of public debt, any attempts to increase budget revenues used to face significant political obstacles.

Under important constraints for expansionary fiscal and monetary policies, stabilization efforts can be supported by the exchange rate realignments. However, it is not without obstacles. As exchange rate depreciation is expansionary in the Eastern European countries, according to, for example, Haug, Jędrzejowicz and Sznajderska [2013], Jevdović [2014], Cizmović, Shachmurove and Vulcanovic [2021], estimates for Ukraine are mostly of the inverse relation between the weak currency and output. Contractionary effect of nominal (real) exchange rate depreciation is obtained in different modelling settings by Shevchuk [2016], Shevchuk and Kopych [2017], and Shevchuk [2019]. However, the expansionary effect of exchange rate depreciation on the aggregate demand is found by Naumenkova, Malyutin and Mishchenko [2015].

To sum up, empirical studies do not distinguish between the short run and long run effects of stabilization policy tools. However, we can tentatively conclude that exchange rate depreciation is not helpful for stabilization purposes, at least in the short run. It is less clear what the long run properties of monetary policy are and how stable the findings that suggest expansionary effects on output by both government expenditures and revenues are. Also, empirical studies do not control for institutional features of the economy, which can modify the effects of the fiscal-monetary mix and exchange rate changes or even have independent stabilizing impact.

DATA AND STATISTICAL METHODOLOGY

For the purpose of our study, the dataset contains quarterly observations for the period of 2002–2019 of the real gross domestic product in Ukraine and the euro area (index, 2010=100), Y_t and $YEURO_t$, respectively, terms of trade (index, 2010=100), TOT_t , money aggregate M3 (in hryvnas), M_t , the NBU reference rate (in percent), $RNBUR_t$, the nominal exchange rate (hryvnas per dollar), E_t , government expenditures and revenues (in percent of GDP), G_t and REV_t , respectively, and the Index of Economic Freedom from the Heritage Foundation (values in the range from 0 to 1), $HERIT_t$. The crisis dummy, $CRISIS_t$, controls for developments of the period of 2008–2009, taking the value 1 from 2008Q3 to 2009Q4 and 0 otherwise. Another dummy IT_t is aimed at controlling the effects regarding introduction of the full-scale inflation targeting policy in 2016. Terms of trade are defined as the relation of the world metal prices to the world crude oil prices, reflecting domination of metals and related products in the Ukraine's exports and heavy dependence on the energy imports. All data come from the International Monetary Fund (IMF) *International Financial Statistics* online database (www.data.imf.org), the Washington-based Heritage Foundation (www.heritage.org) and the Ukraine's Ministry of Finance (www.mof.gov.ua).

Except for the use of Index of Economic Freedom, our choice of variables is standard for stabilisation policy studies, for example Shevchuk, Kopych and Golynska [2018] or Shevchuk [2019]. Monetary variables include both the money supply and the NBU reference rate, as monetary aggregates still seem to play a role in the economy of Ukraine, despite a recent switch to the inflation targeting policy. Similar to Shevchuk and Kopych [2017] and Vdovychenko [2018], government expenditures and revenues are included separately, as in the presence of likely symmetry in their output effects the use of the budget balance indicator seems not to be very informative. Control for the terms of trade effects reflects the dominance of commodity goods in the Ukraine's foreign trade. The importance of economic freedom is justified on the grounds of its relation to such factors as institutional quality, market competition, trade liberalization or capital flows, which used to play a role in both short-term and long-term output developments.

Also, we use several interaction variables. It is assumed that introduction of the inflation targeting policy in 2016 has modified the impact of the NBU interest rate policy ($IT \cdot RNBUR$) on output and consumer prices, as well as reaction to the exchange rate ($IT \cdot E$), government expenditures ($IT \cdot G$) and revenues ($IT \cdot REV$). It is likely that the relationship between dependent variables and the terms of trade undergo substantial changes in the crisis environment ($CRISIS \cdot TOT$). While it is widely assumed that the transparent monetary policy framework in general and the monetary regime of inflation targeting in particular contribute to economic growth [Clinton et al. 2017; Fazio et al. 2018], recent empirical results for European and

Asian emerging economies suggest that inflation targeting policy did not affect GDP growth [Arsić et al. 2022; Krušković 2020].

Both the augmented Dickey–Fuller (ADF) test and the Phillips–Perron (PP) unit root test indicate that most of the variables are stationary at first differences (Table 1), thus having a unit root I(1). However, the NBU reference rate and fiscal variables are stationary at level or I(0). To sum up, our variables are a mixture of stationary and non-stationary ones.

Table 1. Results of unit root tests

Variable	ADF		PP	
	Level	1st Difference	Level	1st Difference
Y_t	-3.14	-6.61***	-2.61	-6.64***
$YEURO_t$	-1.37	-12.16***	-1.57	-12.19***
TOT_t	-1.34	-9.06***	-1.35	-9.10***
M_t	-2.78	-3.91**	-2.87	-8.11***
$RNBU_t$	-3.45*	-6.95**	-3.67**	-6.96***
E_t	-0.81	-2.98**	-0.29	-5.94***
G_t	-4.68***	-11.78***	-4.68***	-20.63***
REV_t	-4.35***	-9.52***	-4.48***	-13.18***
$HERIT_t$	-1.20	-5.87***	-0.89	-5.87***

* model with intercept is used for E_t , $YEURO_t$ and TOT_t , and model with intercept and trend is used for other variables; ***, ** and * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% level, respectively.

Source: own calculations

For our study, the choice of the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) has several advantages. First, the method is applicable to the situation of variables being I(0), I(1) or a mixture of I(1) and I(0), as it is in our case. Second, it deals with the issue of endogeneity. Third, it is possible to ascertain both the short run and the long run effects simultaneously [Pesaran et al. 1999]. Consequently, it is possible to present the statistical model as follows:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \psi_i \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

where \mathbf{X}_t is a vector of exogenous variables ($YEURO_t$, M_t , $RNBU_t$, E_t , G_t , REV_t , $HERIT_t$, TOT_t), ε_t is a white noise variable, and i stands for the lag numbers.

Equation (1) can be re-written as follows:

$$\Delta Y_t = \alpha + \phi(Y_{t-i} - \phi' \mathbf{X}_t) + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \psi_i \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

where $\phi = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i\right)$,

$$\phi = \sum_{i=1}^q \psi_i / \left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i \right).$$

The error-correction term ϕ measures the adjustment of short run dynamics to the long run relationships. If the value of ϕ is significant and negative, it means that there is cointegration between the dependent variable, that is output and consumer prices in our case, and exogenous variables.

As the variables are integrated in the mixed order, it creates a favourable context for the application of ARDL Bounds test for cointegration (Table 2). Moreover, the results of the analysis are robust for an incorrect specification of the order of integration. Our results of the ARDL Bounds test indicate the presence of long-run relationship between output and the independent variables of the vector X_t in Model I and Model II, respectively.

Table 2. Results of the ARDL Bounds Test

Test F-statistic	Significance	Critical values	
		I(0)	I(1)
5.32***	10%	2.13	3.09
	5%	2.39	-3.41
	1%	2.93	4.06

Source: own calculations

To check the robustness of our ARDL estimates for the long-term coefficients, we use alternative Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) estimators. Although the latter are aimed at the estimation of equilibrium parameters in relationships between variables containing unit roots, their use is nevertheless helpful in the sensitivity analysis.

We verify the stability of ARDL coefficients using the Ramsey's RESET test through the graphical representation of the cumulative sum of recursive residuals (CUSUM) and the cumulative sum of square recursive residuals (CUSUM of Squares), respectively. The coefficients are stable if the variance of residuals fits within the interval that indicates the variation limits for a significance level at 5%. We check residuals for serial correlation with the Breusch–Godfrey Serial Correlation LM test, as well as for homoscedasticity with the ARCH test.

EMPIRICAL RESULTS

We present empirical estimates of the determinants of GDP in Table 3. According to the Fischer test, both ARDL models are statistically significant at the 1% level. The value of the determination coefficient R^2 indicates that 76% of variation in GDP is explained by the independent variables. The Ramsey's RESET test indicates that both ARDL models are correctly specified. Representations of both

CUSUM and CUSUM SQ tests indicate stability of the coefficients. The LM test does not reveal any serial correlation of the residuals. Also, there is no homoscedasticity in the residuals.

Table 3. Estimates of the determinants of GDP

Variables	Coefficients					
Long run estimates						
	ARDL	DOLS		FMOLS		
<i>YEURO</i>	0.979*** (3.74)	0.588* (1.72)		1.244*** (9.85)		
<i>TOT</i>	0.026 (0.02)	-0.016 (-0.51)		-0.019 (-1.38)		
<i>M</i>	0.201*** (9.10)	0.211*** (8.34)		0.172*** (8.79)		
<i>RNBU</i>	-0.071*** (-2.75)	-0.056** (-2.67)		-0.045*** (-2.99)		
<i>E</i>	-0.096** (-2.02)	-0.134*** (-3.99)		-0.139*** (-5.05)		
<i>G</i>	-0.298*** (-3.60)	-0.366** (-2.24)		-0.110** (-2.09)		
<i>REV</i>	0.059 (0.79)	0.217 (1.59)		0.062 (1.25)		
<i>HERIT</i>	0.329*** (5.41)	0.287*** (5.07)		0.213*** (4.30)		
<i>TREND</i>	-0.005*** (-2.72)	-0.008*** (-3.38)		-0.004*** (-3.09)		
Short run estimates (ARDL)						
Lag	0	1	2	3		
ΔY	—	0.293*** (2.71)	—	—		
$\Delta YEURO$	0.650*** (5.61)	-0.297** (-2.27)	—	—		
$\Delta RNBU$	-0.015 (-0.83)	—	—	—		
ΔE	-0.211*** (-5.53)	-0.050 (-1.52)	-0.083** (-2.46)	—		
$\Delta HERIT$	0.014 (0.13)	-0.176 (-1.59)	—	—		
ΔG	-0.114*** (-3.23)	0.191*** (4.97)	0.126*** (3.96)	0.069** (2.06)		
ΔREV	0.069** (2.06)	-0.080** (-2.37)	—	—		
<i>IT</i>	-0.785*** (-3.57)	—	—	—		
<i>IT-G</i>	0.397*** (3.71)	—	—	—		
<i>IT-RNBU</i>	0.049** (2.33)	—	—	—		
<i>IT-E</i>	0.068 (0.74)	—	—	—		
<i>CRISIS</i>	-0.012 (-1.50)	—	—	—		
<i>CRISIS-TOT</i>	-0.055*** (-3.45)	—	—	—		
<i>ECT</i>	-0.858*** (-7.98)	—	—	—		
Diagnostic Statistic (ARDL)						
<i>F</i>	LM	RESET	ARCH	CUSUM	CUSUM	Adj. R ²
12.21***	0.95	0.51	1.68	S	S	0.76

* numbers in parentheses are Student's t-Statistic; *, **, *** imply statistical significance at the 10, 5 and 1% level, respectively.

Source: own calculations

As suggested by the ARDL method, the Ukraine's GDP is stimulated in the long run by higher output in the euro area, an increase in the money supply and

improvement in the level of economic freedom (all coefficients are significant at 1% level). On the other side, an increase in the NBU reference rate, higher government expenditures and exchange rate depreciation bring about a decrease in the GDP level. Better terms of trade and higher budget revenues are neutral with respect to GDP eventually. Comparable results are obtained with the DOLS and FMOLS estimators. It is worth noting that there is a clear long-term downward trend in the Ukraine's GDP.

The error-correction term reveals that there is a strong correction of the long run relationships (the coefficient on ECT at -0.858 is significant at the 1% level). As expected, there is a positive impact of the dynamics of output in the euro area. Surprisingly, the terms of trade, the NBU reference rate and money supply do not exert any effect on output in the short run. We confirm that depreciation of the hryvna is contractionary, with no differences between the short-term and long-term effects. However, we observe significant differences for the fiscal policy instruments. Government expenditures become expansionary in the short run. It means that fiscal stimuli can be effective in the short run, but at the expense of output losses in the long run. Budget revenues provide with an initial expansionary impact, but it is corrected with a lag. On the opposite, liberalization efforts seem not to be effective in the short run, while being pro-growth in the long run.

Regardless of the time horizon, our findings confirm majority of earlier results indicating that exchange rate depreciation is contractionary in Ukraine [Shevchuk 2016; Shevchuk and Kopych 2017; Shevchuk 2019]. Such an outcome can be explained by dependence on the import of crude oil, natural gas, chemical raw materials, as well as of foreign technology and intermediate goods. Also, it is likely that mechanisms of contractionary depreciation include currency substitution and persistent exchange rate-based inflationary expectations. Similar to Shevchuk and Kopych [2017] or Vdovychenko [2018], we confirm that government expenditures are expansionary in the short run, but it is not the case for the long-run effects. Contrary to abovementioned studies, there is no evidence of significant output response to budget revenues. It seems that non-Keynesian effects of fiscal policy in Ukraine refer to government expenditure cuts, not revenue increases, as it is obtained for a large sample of countries by Afonso et al. [2022].

Assessment of the inflation targeting effects is not straightforward. Although the direct impact of a new monetary regime is negative, in the presence of inflation targeting we have a stronger expansionary effect of government expenditures combined with the same positive effect of the NBU policy rate hikes. We observe no changes to the exchange rate effects under inflation targeting. Among other results, improvements in the terms of trade are contractionary under inflation targeting.

Overall, there is no difference between short-run and long-run output effects for the exchange rate, but it is not the case for the fiscal-monetary mix. Monetary policy is not neutral eventually, with no output effects in the short run. Higher government expenditures are expansionary in the short run (with a lag), but the long

run effect is unambiguously contractionary. As expected, liberalization policies become pro-growth only in the long run. As there is not any serious trade-off between the long run (expansionary) and short run (contractionary) effects, it should be favourable in the context of political support for economic reforms.

CONCLUSIONS

Our research is the next step in studying stabilization policies in Ukraine, as we analyse short-term and long-term effects of the fiscal-monetary mix and exchange rate depreciation within a congruent framework of the ARDL model. In the case of recession, the best option for output recovery is exchange rate appreciation as it is expansionary regardless of the time horizon. Monetary policy has long run properties only, with the expansionary effect of an increase in the money supply and the NBU reference rate cuts. We can view the lack of statistically significant monetary policy effects in the short run as a serious obstacle for stabilizing output under a monetary regime of inflation targeting. An increase of the government expenditures can stabilize output in the short run (though with a lag) but at the expense of the long-term losses. There seems to be no room for stabilization policy through the budget revenue channel. In this respect our results are different from previous studies, which report expansionary effect of higher budget revenues. Finally, liberalization efforts are neutral with respect to output in the short run, while having a strong expansionary effect in the long run. It means that institutional developments of liberal flavour could be a part of stabilization policy package. However, it should be admitted that our study does not account for the price and balance-of-payments effects of stabilisation policies. Other limitations include using of univariate analysis and aggregated fiscal policy indicators (it is likely that output effects are different across different kinds of government expenditure or tax revenues). Directions of future studies envisage estimation of the effectiveness of stabilization policies in bringing down inflation and tackling the balance-of-payments disequilibria, with accounting for possibly heterogeneous effects of direct and indirect taxes as well as of government transfers, purchases and investments.

REFERENCES

- Afonso A., Alves J., Jalles J. T. (2022) The (non-) Keynesian Effects of Fiscal Austerity: New Evidence from a Large Sample. *Economic Systems*, 46(2), 100981.
- Arsić M., Mladenović Z., Nojković A. (2022) Macroeconomic Performance of Inflation Targeting in European and Asian Emerging Economies. *Journal of Policy Modeling*, 44(3), 675-700.
- Bondarchuk V., Raboshuk A. (2020) The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Ukraine. *Ekonomista*, 1, 94-115.
- Calmfors L. (1982) Long-Run Effects of Short-Run Stabilization Policy — An Introduction. *The Scandinavian Journal of Economics*, 84(2), 133-146.

- Cizmović M., Shachmurove Y., Vulcanovic M. (2021) Real Effective Exchange Rates and Deindustrialization: Evidence from 25 Post-Communist Eastern European Countries. *Post-Communist Economies*, 33(7), 862-898.
- Clinton K., Hlédik T., Holub T., Laxton D., Wang H. (2017) Czech Magic: Implementing Inflation-Forecast Targeting at the CNB. IMF Working Paper, WP/17/21. International Monetary Fund, Washington, DC.
- Crockett A. (1981) Stabilization Policies in Developing Countries: Some Policy Considerations. *IMF Staff Papers*, 28, 54-79.
- Fazio D., Silva T., Tabak M., Cajueiro D. (2018) Inflation Targeting and Financial Stability: Does the Quality of Institutions Matter? *Economic Modeling*, 71(C), 1-15.
- Haug A., Jędrzejowicz T., Sznajderska A. (2013) Combining Monetary and Fiscal Policy in an SVAR for a Small Open Economy. NBP Working Papers, 168. National Bank of Poland, Warsaw, Poland.
- Jevdović G. (2014) Investigating the Efficiency of Monetary Transmission Channels in Serbia. *Industrija*, 42(2), 169-187.
- Krušković B. (2020) Exchange Rate Targeting Versus Inflation Targeting: Empirical Analysis of the Impact on Employment and Economic Growth. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 2, 67-85.
- Naumenkova S., Malyutin O., Mishchenko S. (2015) Transition to Inflation Targeting in Ukraine: New Tools for Monetary Policy. *Visnyk of the Kyiv National University named by Taras Shevchenko*, 166, 31-38.
- Pesaran M., Shin Y., Smith R. (1999) Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Shevchuk V. (2016) The Real and Nominal Exchange Rate Effects of Large Devaluations in Ukraine. *Argumenta Oeconomica Cracoviensia*, 3(14), 97-113.
- Shevchuk V. (2019) Monetary Policy Transmission Mechanisms in Ukraine. [in:] Papież M., Smiech S. (Ed.) *The 13th Professor A. Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena. Conference Proceedings*. C.H. Beck Publishing House, Warsaw, Poland, 205-213.
- Shevchuk V., Kopych R. (2017) Symmetry of Output Effects of Government Expenditure and Government Revenue in Ukraine. [in:] Papież M., Smiech S. (Ed.) *Proceedings of the 11th Professor A. Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena*. Foundation of Cracow University of Economics, Cracow, Poland, 369-378.
- Shevchuk V., Kopych R., Golynska M. (2018) Fiscal and Monetary Effects in Ukraine: SVAR Approach. [in:] Papież M., Smiech S. (Ed.) *Proceedings of the 12th Professor A. Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena*. Foundation of the Cracow University of Economics, Cracow, Poland, 443-452.
- Sims C. (1992) Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36, 975-1000.
- Vdovychenko A. (2018) How Does Fiscal Policy Affect GDP and Inflation in Ukraine? *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, 244, 25-43.

ANALIZA TRWANIA PRACY ZDALNEJ W CZASIE PANDEMII COVID-19

Anna Andrychowska  <https://orcid.org/0000-0002-4556-4892>

Paweł Lipiński

Wydział Ekonomii, Finansów i Zarządzania
Uniwersytet Szczeciński

e-mail: andrychowska.uniw@gmail.com; 2269@stud.usz.edu.pl

Streszczenie: W wyniku zagrożenia epidemicznego związanego z rozprzestrzenianiem się choroby zakaźnej COVID-19 wprowadzono wiele rozwiązań mających na celu zapewnienie dystansu społecznego. W obszarze rynku pracy takim rozwiązaniem stała się praca zdalna. Celem artykułu jest analiza czasu trwania pracy w formie zdalnej oraz zbadanie wpływu wybranych zmiennych na czas przeżycia. W badaniu wykorzystano estymator Kaplana-Meiera oraz model regresji Coxa. Dane pochodzą z badania ankietowego zrealizowanego przez autorów w 2021 roku. Przeprowadzona analiza dostarczyła informacji na temat charakterystyk grup bardziej narażonych na ryzyko rezygnacji z pracy zdalnej i powrotu do pracy w formie stacjonarnej. Zmienne takie jak rodzaj organizacji, płeć i wiek mogą być według przeprowadzonych badań postrzegane jako determinanty czasu świadczenia pracy w formie zdalnej.

Słowa kluczowe: praca zdalna, COVID-19, analiza trwania, estymator Kaplana-Meiera, model regresji Coxa

JEL classification: C14, C41, E24

WSTĘP

Pojawienie się wirusa SARS-CoV-2 wywołującego chorobę zakaźną COVID-19 wymusiło konieczność wprowadzenia licznych działań mających za zadanie zapewnienie dystansu społecznego. W obszarze rynku pracy rozwiązaniem umożliwiającym wykonywanie obowiązków służbowych z domu lub innego miejsca niż np. siedziba pracodawcy stała się praca zdalna. Problematykę pracy zdalnej autorzy podjęli, ponieważ system ten dla większości osób jest tworem

<https://doi.org/10.22630/MIBE.2022.23.4.11>

nowym. Należałoby zatem stworzyć nie tylko odpowiednie warunki materialne i formalne, ale także dostarczyć niezbędnych informacji na temat korzyści, możliwości, procesów, ograniczeń i barier związanych z tym rozwiązaniem.

W niniejszym artykule autorzy prezentują badanie, którego celem jest analiza czasu trwania pracy w formie zdalnej oraz zbadanie wpływu wybranych zmiennych na czas przeżycia. Przeprowadzona analiza ma za zadanie dostarczyć informacji na temat charakterystyk grup bardziej narażonych na ryzyko rezygnacji z pracy zdalnej i powrotu do pracy w formie stacjonarnej. Praca zawiera informacje na temat źródła wykorzystanych danych, wybranych metod analizy trwania, wyniki badania oraz wnioski. Wykorzystane dane pochodzą z badań własnych autorów przeprowadzonych w 2021 roku. Do analizy empirycznej wybrano następujące metody analizy trwania: nieparametryczny model o czasie ciągłym (estymator Kaplana-Meiera) oraz semiparametryczny model o czasie ciągłym (model regresji Coxa).

PRACA ZDALNA W OKRESIE ZAGROŻENIA EPIDEMICZNEGO COVID-19

Prawna możliwość pracy zdalnej została w Polsce wprowadzona w marcu 2020 roku. Zapisy dotyczące tej formy pracy zawarto m.in. w Ustawie z dnia 2 marca 2020 roku o szczególnych rozwiązaniach związanych z zapobieganiem, przeciwdziałaniem i zwalczaniem COVID-19, innych chorób zakaźnych oraz wywołanych nimi sytuacji kryzysowych. W tym tymczasowym na czas zagrożenia epidemicznego dokumencie praca zdalna została zdefiniowana jako praca poza miejscem jej stałego wykonywania na polecenie pracodawcy, przez wskazany przez niego czas oraz w zakresie określonym np. w umowie o pracę. Trwające obecnie zmiany legislacyjne mają natomiast wprowadzić formalną definicję oraz uregulować najważniejsze kwestie prawne związane z pracą zdalną. Dzięki tym działaniom pojawić ma się możliwość wykonywania obowiązków służbowych w tej formie także po ustaniu zagrożenia epidemicznego. Zgodnie z treścią projektu nowelizacji ustawy Kodeksu pracy z dnia 3 czerwca 2022 roku „praca może być wykonywana całkowicie lub częściowo w miejscu wskazanym przez pracownika i każdorazowo uzgodnionym z pracodawcą, w tym pod adresem zamieszkania pracownika, w szczególności z wykorzystaniem środków bezpośredniego porozumiewania się na odległość (praca zdalna)”.

Praca zdalna wcześniej dostępna przede wszystkim dla pracowników specyficznych branż w wyniku zagrożenia epidemicznego została wprowadzona w wielu różnych przedsiębiorstwach i organizacjach. Według raportu Polskiego Instytutu Ekonomicznego z 2020 roku 10% dużych firm wdrożyło systemy do zarządzania pracą zdalną w trakcie pandemii (nie korzystając z nich wcześniej), a 27% zamierza korzystać z systemów do zarządzania i monitorowania pracy zdalnej. Według danych GUS w zależności od kwartału zdalnie w związku

z sytuacją epidemiczną pracowało w 2020 roku od 6% do 11% zatrudnionych, oraz od 5% do 14% w 2021 roku. Pracę zdalną w tym czasie szerzej zastosowano w sektorze publicznym niż prywatnym. W obu sektorach jednak zainteresowanie pracą zdalną znacząco zmniejszyło się w drugim roku obowiązywania stanu epidemicznego. Według danych Eurostatu w okresie zagrożenia epidemicznego COVID-19 wzrost udziału osób pracujących w formie zdalnej odnotowano we wszystkich krajach Unii Europejskiej. W Polsce skala wykorzystania pracy zdalnej wzrosła z 14,5% z roku 2018 do 18,3% w roku 2019 i spadła do 16,2% w roku 2021.

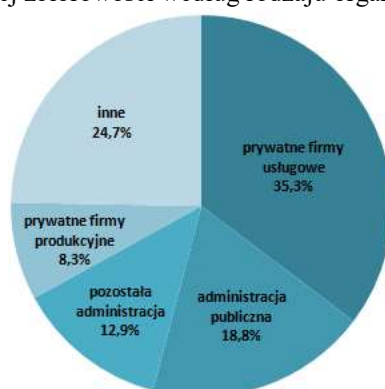
Upowszechnienie się pracy zdalnej w czasie pandemii stało się impulsem do otwarcia się części pracodawców i pracowników na nowe rozwiązania w obszarze pracy. „Przed pandemią niemal 60% pracowników (niezależnie od wielkości firmy) miało co najwyżej obojętny, z lekkim zabarwieniem pozytywnym, stosunek wobec tej formy pracy. Po wybuchu pandemii odsetek ocen pozytywnych zdecydowanie wzrósł. Jednocześnie zmienił się stosunek pracodawców do pracy zdalnej. Przed pandemią 27,6% z nich prezentowało negatywne nastawienie do wykonywania przez pracowników obowiązków zawodowych z domu. Wyniki z marca 2020 roku pokazują widoczny spadek odsetka pracodawców negatywnie oceniających pracę zdalną (11,7%)” [PARP 2021, s. 5]. Na rozwój pracy zdalnej będzie wpływać także m.in. „dynamiczny postęp technologiczny, rozwój sfery usług, a także zmiany legislacyjne prowadzące do usystematyzowania kwestii prawnych związanych z tą formą wykonywania obowiązków zawodowych” [Muster 2022, s. 42]. Bariery mogą okazać się natomaist „kwestie potencjalnie niższych wynagrodzeń oraz nieuwzględniane przez pracodawcę koszty pracy ponoszone przez pracownika zdalnego, zacieranie się granicy między życiem osobistym a pracą zawodową, co za tym idzie utrudnione pola samorealizacji zawodowej jak i osobistej, poczucie bycia dłuższy czas w pracy czy brak bezpośredniego kontaktu ze współpracownikami, poczucie odizolowania” [Himstedt 2021, s. 19]. Dla jednych pracowników praca zdalna może stanowić oczekiwaną wartość korzystającą wpływając na ich komfort fizyczny i psychiczny, podnosić jakość życia oraz pozytywnie oddziaływać na motywację, zaangażowanie i satysfakcję z pracy. U niektórych zaś pracowników praca zdalna prowadzi może do odwrotnego zjawiska, w tym stanowić źródło depresji, niepokojów czy stresu. Nad zdrowotnymi i psychospołecznymi aspektami pracy zdalnej podczas COVID-19 rozważali np. Mendonça i in. [2022]; Niebuhr i in. [2022]; Moczydłowska [2021]; Pelissier i in. [2021]; Morzejewska, Chomicki [2020]; Raišienė i in. [2020].

WYKORZYSTANE DANE

Dane pochodzą z badań własnych zrealizowanych w 2021 roku. Kwestionariusz ankiety w oparciu o dobór celowy kierowano do osób zatrudnionych w mieście Szczecin, które w okresie od marca do grudnia 2020 roku

z powodu zagrożenia epidemicznego pracowały w formie zdalnej. Nie badano osób, które już wcześniej z różnych powodów mogły korzystać z tej formy pracy. Unikano także nauczycieli i lekarzy ze względu na specyfikę wykonywanego przez nich zawodu, a także masowe przejście w tryb zdalny odgórną decyzją na szczeblu rządowym. Łącznie uzyskano 170 obserwacji. Struktura badanych według rodzaju organizacji znajduje się na wykresie 1.

Wykres 1. Struktura badanej zbiorowości według rodzaju organizacji



Źródło: opracowanie własne

Na potrzeby niniejszego artykułu do analizy trwania wybrano następujące zmienne: czas świadczenia pracy zdalnej, płeć, wiek oraz rodzaj organizacji. Struktura badanej zbiorowości według rodzaju organizacji i wybranych cech znajduje się w tabeli 1.

Tabela 1. Struktura badanej zbiorowości według rodzaju organizacji i wybranych cech

WYSZCZEGÓLNIENIE N=170		OGÓŁEM %	ORGANIZACJA PUBLICZNA %	ORGANIZACJA PRYWATNA %
OGÓŁEM		100	55,3	44,7
Płeć	Kobiety	44,7	25,3	19,4
	Mężczyźni	55,3	30,0	25,3
Wiek	25-34 lata	18,8	10,6	8,2
	35-44 lata	61,8	37,1	24,7
	45 lat i więcej	19,4	7,6	11,8

Źródło: opracowanie własne

Respondenci to pracownicy różnych organizacji prywatnych i publicznych, którzy z powodu zagrożenia epidemicznego przeszli w tryb zdalny (najliczniejsza grupa badanych zatrudnionych w tej samej jednostce stanowi 6,5% badanej zbiorowości). Połowa badanych to specjaliści różnego szczebla, ponad 19,0% jest

zatrudniona jako pracownicy biurowi, zaś ok. 8% badanych zajmuje stanowiska kierownicze.

METODA BADAWCZA

Analiza trwania znalazła zastosowanie nie tylko w demografii czy w naukach medycznych i biologicznych, ale także w naukach społecznych, ekonomicznych i politycznych. Metody analizy przeżycia wykorzystano między innymi w badaniach nad czasem trwania firm, w badaniach rynku pracy (czas pozostawania w bezrobociu, okres pobierania świadczeń, czas poszukiwania pracy, długość trwania ponownego zatrudnienia), w analizach dynamiki ubóstwa, ryzyka kredytowego, oceny prawdopodobieństwa oraz intensywności spadku i wzrostu cen akcji na rynku kapitałowym, ryzyka zaprzestania spłaty kredytu oraz czasu trwania powojennego pokoju, wojen domowych i sojuszy [Bieszk-Stolorz, Markowicz 2019]. Analiza trwania ma na celu określenie czasu trwania zjawiska, zbadanie wpływu wybranych cech badanych jednostek na prawdopodobieństwo wystąpienia danego zdarzenia oraz określenie związku pomiędzy wybranymi zmiennymi a czasem trwania. Analizie podlega czas (np. lata, miesiące, tygodnie, dni) od momentu powstania jakiegoś zjawiska do momentu jego zakończenia [Kleinbaum, Klein 2004]. „Badacza interesuje prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia kończącego obserwację na danej jednostce w kolejnych jednostkach czasu. Jeżeli zdarzenie nie zaszło do momentu zakończenia badań, to taka obserwacja jest nazywana niekompletną, cenzurowaną lub uciętą” [Markowicz 2015]. W niniejszym artykule analizę trwania wykorzystano do zbadania czasu pracy zdalnej w okresie zagrożenia epidemicznego COVID-19.

Analizę empiryczną ze względu na występowanie obserwacji cenzurowanych oraz nieznaną formę rozkładu zmiennej zależnej oparto o nieparametryczny model o czasie ciągłym: estymator Kaplana-Meiera [Kaplan, Meier 1958] oraz semiparametryczny model o czasie ciągłym: model regresji Coxa [Cox 1972].

Analizę czasu trwania pracy w formie zdalnej przeprowadzono z wykorzystaniem estymatora Kaplana-Meiera. Estymator Kaplana-Meiera umożliwia szacowanie funkcji przeżycia bez konieczności dzielenia rozkładu czasów przeżycia na przedziały. Obliczeń dokonuje się w tej metodzie bezpośrednio z ciągłych czasów przeżycia lub bezawaryjności. Estymator Kaplana-Meiera możemy wyrazić następującym wzorem:

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i < t} \frac{n_i - d_i}{n_i} \quad (1)$$

gdzie:

$\hat{S}(t)$ - prawdopodobieństwo przeżycia elementu populacji co najmniej czas t ,

n - liczba obserwacji,

d_i - liczba zdarzeń w momencie t_i .

W celu porównania prób oraz zbadania zależności pomiędzy wybranymi zmiennymi a czasem przeżycia wybrano model regresji Coxa. Zaproponowany przez Coxa model zakłada, że nieznan hazard jest funkcją zmiennych niezależnych (zmiennych objaśniających) i ma postać [Bieszk-Stolorz, Markowicz 2019]:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) \quad (2)$$

gdzie:

t - czas do zajścia zdarzenia,

$X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ – wektor zmiennych objaśniających,

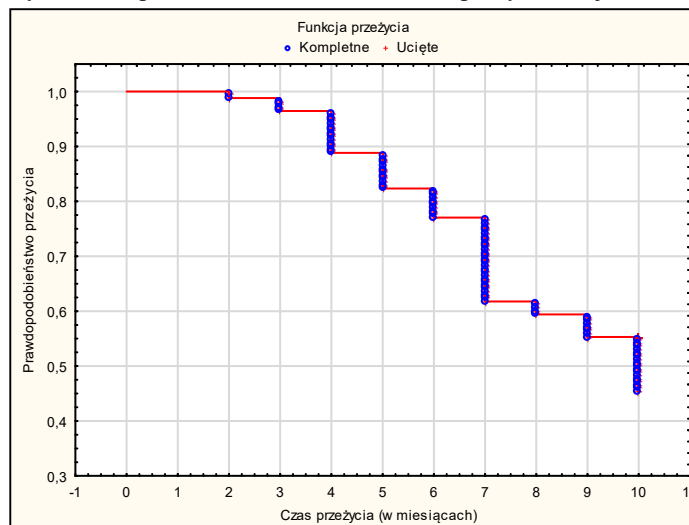
$h_0(t)$ – hazard odniesienia lub zerowa linia hazardu,

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ - parametry modelu.

WYNIKI BADAŃ

Na wykresie 2. znajdują się wyniki analizy czasu trwania pracy zdalnej bez podziału na grupy przeprowadzonej z wykorzystaniem estymatora Kaplana-Meiera i programu Statistica.

Wykres 2. Estymator Kaplana-Meiera — czas trwania pracy zdalnej



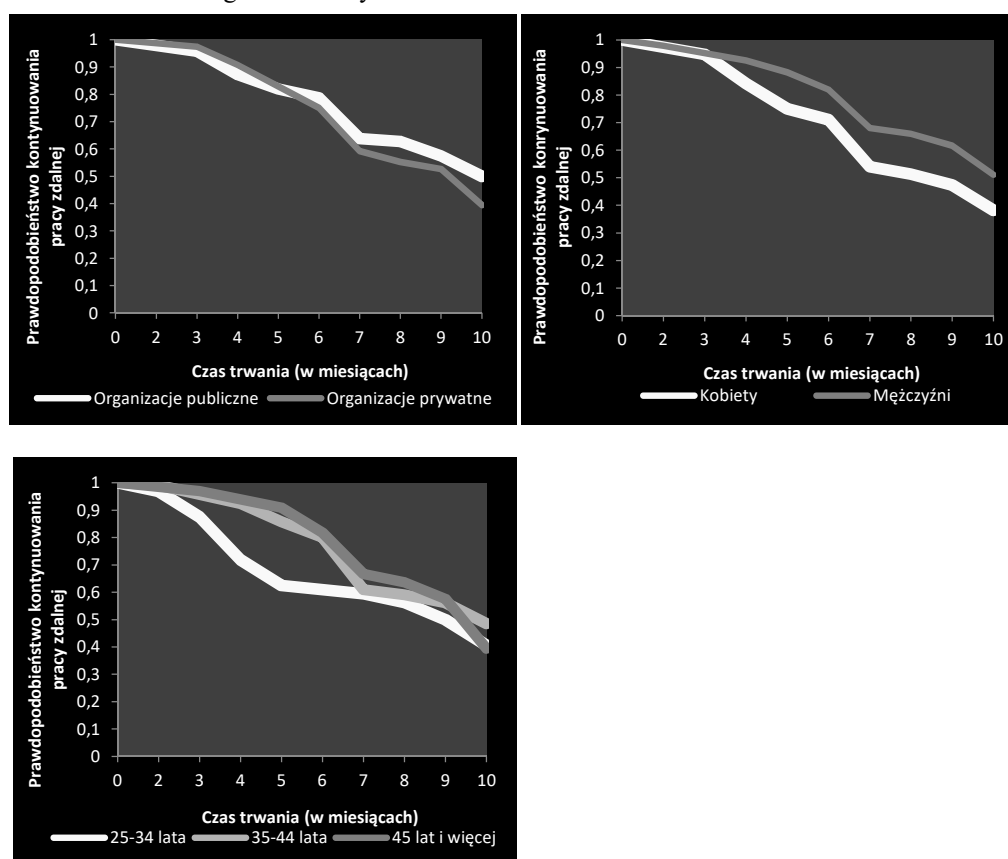
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu Statistica

W analizie przeżycia bierze się pod uwagę czas od momentu powstania jakiegoś zjawiska do momentu jego zakończenia. W analizowanym przypadku mamy do czynienia z czasem od momentu rozpoczęcia pracy zdalnej do momentu powrotu w tryb stacjonarny. Analizowano czas świadczenia pracy zdalnej w okresie od marca do grudnia 2020 roku, tj. przez 10 miesięcy. Po tym czasie

45% badanych pracowników nadal pracowało zdalnie. Najwięcej osób powróciło w tryb stacjonarny po 7 miesiącach (62% dalej pracowało zdalnie).

Prawdopodobieństwo kontynuowania pracy zdalnej według wybranych kategorii zmiennych natomiast przedstawiają wykresy 3-5.

Wykres 3, 4, 5. Prawdopodobieństwo kontynuowania pracy zdalnej według wybranych kategorii zmiennych



Źródło: opracowanie własne

Pracownicy organizacji publicznych pracowali zdalnie dłużej niż pracownicy organizacji prywatnych. Po 10 miesiącach połowa zatrudnionych w organizacjach publicznych nadal pracowała w tej formie, a zatrudnionych w organizacjach prywatnych 39%. W obu typach organizacji największy spadek osób pracujących zdalnie miał miejsce po 7 miesiącach od jej rozpoczęcia. Mężczyźni pracowali zdalnie dłużej niż kobiety. Na koniec badanego okresu kobiet pracujących nadal zdalnie było 38%, mężczyźni zaś nieco ponad połowa. Kobiety wracały w tryb stacjonarny szybciej w organizacjach prywatnych niż publicznych. Średni czas pracy zdalnej w miesiącach dla kobiet zatrudnionych w organizacjach

prywatnych wyniósł 7,33, a dla mężczyzn 8,74. W organizacjach publicznych średni czas pracy dla obu płci był porównywalny i wyniósł nieco ponad 8 miesięcy. W formie zdalnej najdłużej pracowali pracownicy w wieku 35-44 lata. W tryb stacjonarny najszybciej powróciły osoby w wieku 45 lat i więcej. Wśród pracowników najmłodszych największy spadek osób pracujących zdalnie zaobserwowano już po 2-3 miesiącach. Po 10 miesiącach zdalnie nadal pracowało: 41% osób w wieku 25-34 lata, 49% osób w wieku 35-44 lata i 39% osób w wieku 45 lat i więcej.

Próby porównano także za pomocą modelu regresji Coxa. Wyniki przeprowadzonej analizy znajdują się w tabeli 2.

Tabela 2. Porównanie krzywych trwania według wybranych zmiennych (model regresji Coxa)

		Ogółem	Organizacje publiczne	Organizacje prywatne	
Rodzaj organizacji Pub/Pryw	hazard względny	0,79913	—		
	χ^2	1,16491			
	p	0,28045			
Płeć K/M	hazard względny	1,46476	1,42055	1,60541	
	χ^2	3,36522	1,44468	2,51922	
	p	0,06660	0,22939	0,11248	
Wiek ¹	Kategoria 1/2	hazard względny	1,37195	0,94080	2,32281
		χ^2	1,33124	0,02667	4,18017
		p	0,24859	0,87028	0,04091
	Kategoria 1/3	hazard względny	1,15863	1,89276	1,22009
		χ^2	0,21030	1,20473	0,23762
		p	0,64654	0,27239	0,62594
	Kategoria 3/2	hazard względny	1,14607	0,46536	1,97682
		χ^2	0,26554	2,54500	3,93517
		p	0,60634	0,11065	0,47290

¹ Kategorie zmiennej wiek: 1) 25-34 lata, 2) 35-44 lata, 3) 45 lat i więcej

Źródło: opracowanie własne; model regresji Coxa przeprowadzono z wykorzystaniem programu Statistica

Z przeprowadzonej analizy na podstawie modelu regresji Coxa można stwierdzić, że kobiety o 46% intensywniej opuszczały pracę zadaną niż mężczyźni ($p=0,06660$). W pozostałych przypadkach analiza nie wykazała istotnych różnic między intensywnością opuszczania pracy zdalnej między poszczególnymi grupami.

PODSUMOWANIE

Praca zdalna umożliwiająca wykonywanie obowiązków służbowych z domu lub innej lokalizacji niż miejsce jej stałego wykonywania nie jest rozwiązaniem

nowym, jednakże w ostatnim czasie szczególnie zyskała na znaczeniu. Wprowadzenie pracy zdalnej w okresie zagrożenia epidemicznego wiązało się z działaniami mającymi na celu zapewnienie dystansu społecznego, aby ograniczyć w ten sposób rozprzestrzenianie się choroby zakaźnej COVID-19. Stała się ona skuteczną alternatywą dla pracy stacjonarnej na stanowiskach, gdzie nie jest wymagana obecność pracownika w konkretnym miejscu. W najbliższym czasie ten rodzaj świadczenia pracy może jednak stać się elementem rynku pracy, po który sięgać będzie coraz więcej pracodawców i pracowników. Nie jest to jednak rozwiązanie pozbawione wad, dlatego oprócz stworzenia odpowiednich warunków materialnych i formalnych, należy dokładnie poznać niniejsze zjawisko dostarczając niezbędnych informacji na temat nie tylko korzyści, możliwości i procesów związanych z pracą zdalną, ale w szczególności zidentyfikować oraz przeanalizować główne ograniczenia i bariery z nią związane.

Przeprowadzona w niniejszym artykule analiza trwania dostarczyła informacji na temat charakterystyk grup bardziej narażonych na ryzyko rezygnacji z pracy zdalnej i powrotu do pracy w formie stacjonarnej. Do analizy trwania wybrano następujące zmienne: czas świadczenia pracy zdalnej, płeć, wiek oraz rodzaj organizacji. Struktura badanej zbiorowości pod względem wybranych cech kształtowała się następująco: (1) płeć: kobiety (44,7%), mężczyźni (55,3%); (2) wiek: 25-34 lata (18,8%), 35-44 lata (61,8%), 45 lat i więcej (19,4%); (3) rodzaj organizacji: organizacja prywatna (44,7%), organizacja publiczna (55,3%).

Ryzyko zakończenia pracy zdalnej było większe:

- 1) w organizacjach prywatnych o 20% w porównaniu z organizacjami publicznymi;
- 2) dla kobiet o 46% w porównaniu z mężczyznami (w szczególności w organizacjach prywatnych, gdzie ryzyko dla kobiet było o 60% większe niż dla mężczyzn);
- 3) oraz dla grupy wieku 45 lat i więcej w porównaniu z pozostałymi grupami.

Forma pracy dla większości badanych (75,3%) była narzucona odgórnie przez pracodawcę. W niewielu organizacjach pracownicy mogli decydować czy chcą pracować zdalnie, hybrydowo albo stacjonarnie (taką możliwość miało zaledwie 24,7% badanych). Jedną z głównych przyczyn rezygnacji z pracy zdalnej i powrotu w tryb stacjonarny była decyzja pracodawcy. Pozostałe najczęstsze przyczyny rezygnacji badanych pracowników z pracy zdalnej i powrotu w tryb stacjonarny to:

- 1) preferencje zatrudnionego;
- 2) brak możliwości kontynuowania pracy zdalnej z powodu specyfiki wykonywanych zadań;
- 3) konieczność tymczasowego przerwania pracy zdalnej (w tym przejście w tryb hybrydowy);
- 4) nieodpowiednie warunki domowe.

Badanie zostało zrealizowane w specyficznych realiach społeczno-gospodarczych związanych z zagrożeniem epidemicznym oraz na niereprezentatywnej próbie. Na oryginalność przedstawionego badania wpływa przeprowadzona ankieta oraz zastosowanie estymatora Kaplana-Meiera i modelu proporcjonalnego hazardu Coxa do analizy czasu trwania pracy zdalnej. Zebrany materiał empiryczny dostarcza interesujących informacji na temat pracy zdalnej i może stanowić wstęp do szerszych analiz nad niniejszym zagadnieniem. Wiedza na temat grup pracowników, które są bardziej narażone na ryzyko rezygnacji z pracy zdalnej jest bowiem niewystarczająca. Dalsze badania nad pracą zdalną pomogą skuteczniej i efektywniej dopasować rozwiązania w jej obszarze.

BIBLIOGRAFIA

- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I. (2019) Analiza trwania w badaniach ekonomicznych. Modele nieparametryczne i semiparametryczne. CEDEWU, Warszawa.
- Cox D. R. (1972) Regression Models and Life Tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, 34, 187-220.
- GUS (2020, 2021) Wpływ epidemii COVID-19 na wybrane elementy rynku pracy w Polsce (I, II, III, IV kwartał).
- Himstedt K. (2021) Realizacja funkcji pracy a praca zdalna w dobie pandemii COVID-19 [w:] Stępnia-Kucharska A., Piekut M. (red.) Współczesne problemy gospodarcze - gospodarki w czasach kryzysu. Część II, Kolegium Nauk Ekonomicznych i Społecznych, Politechnika Warszawska, Płock, 16-27.
- Kaplan E. L., Meier P. (1958) Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of The American Statistical Association*, 53(282), 458-481.
- Kleinbaum D. G., Klein M. (2004) Survival analysis. A Self-Learning Text. Springer, New York.
- Kodeks pracy – projekt nowelizacji z dnia 3 czerwca 2022 r.
- Markowicz I. (2015) Badanie kohort firm w analizie trwania. *Ekonometria. Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu*, 4(50), 105-125.
- Mendonça I, Coelho F, Ferrajão P, Abreu A. M. (2022) Telework and Mental Health during COVID-19. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(5):2602, 1-23.
- Moczydłowska J. M. (2021) Nowe trendy na rynku pracy — praca w systemie home office w percepcji polskich menedżerów. *Marketing i Rynek/ Journal of Marketing and Market Studies*, 28(4), 18-26.
- Morzejewska K., Chomicki M. (2020) Psychospołeczne aspekty pracy zdalnej. Wyniki badań przeprowadzonych w trakcie trwania pandemii COVID-19. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 3(987), 31-44.
- Muster R. (2022) Pandemia COVID-19 a zmiana modelu pracy. Polska na tle krajów Unii Europejskiej. *Acta Universitatis Lodzianis Folia Sociologica*, 81, 29-44.
- Niebuhr F., Borle P., Börner-Zobel F., Voelter-Mahlknecht S. (2022) Healthy and Happy Working from Home? Effects of Working from Home on Employee Health and Job

- Satisfaction. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(3):1122, 1-14.
- PARP (2021) Aspekty pracy zdalnej z perspektywy pracownika, pracodawcy i gospodarki. Stan na 15 grudnia 2021. Raport tematyczny.
- Pelissier C., Paredes J., Moulin M., Bitot T., Fakra E., Fontana L. (2021) Telework and Psychological Health in Hospital Staff during the First Wave of the COVID-19 Epidemic in France. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(19):10433, 1-11.
- Polski Instytut Ekonomiczny (2020) Nowoczesne technologie w przedsiębiorstwach przed, w trakcie i po pandemii COVID-19. Warszawa.
- Raišienė A. G., Rapuano V., Varkulevičiūtė K., Stachová K. (2020) Working from Home—Who Is Happy? A Survey of Lithuania's Employees during the COVID-19 Quarantine Period. *Sustainability*, 12(5332), 1-23.
- Ustawa z dnia 2 marca 2020 r. o szczególnych rozwiązaniach związanych z zapobieganiem, przeciwdziałaniem i zwalczaniem COVID-19, innych chorób zakaźnych oraz wywołanych nimi sytuacji kryzysowych (Dz.U. z 2020 r. poz. 1842)
- Eurostat: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfst_hhwahchi&lang=en (dostęp z dnia: 17.10.2021 r.)

DURATION ANALYSIS OF REMOTE WORK DURING COVID-19 PANDEMIC

Abstract: As a result of the epidemic threat related to the spread of the COVID-19 infectious disease, many solutions have been introduced to ensure social distance. In the area of the labor market, remote work has become such a solution. The aim of the article is to analyze the duration of remote work and to examine the relationship between selected variables and survival time. The Kaplan-Meier estimator and the Cox regression model were used in the study. The data comes from a survey conducted by the authors in the 2021. The analysis provided information on the characteristics of groups at greater risk of quitting remote work and returning to stationary work. Variables such as the type of organization, gender and age can, according to conducted research, be perceived as determinants of the time of remote work.

Keywords: remote work, COVID-19, duration analysis, Kaplan-Meier estimator, Cox regression model

JEL classification: C14, C41, E24

**WYKORZYSTANIE METODY DEA DO ANALIZY ZMIAN
PRODUKTYWNOŚCI I EFEKTYWNOŚCI
W ZAKRESIE PRODUKCJI ZBÓŻ WEDŁUG WOJEWÓDZTW
W LATACH 1997-2019**

Urszula Grzybowska  <https://orcid.org/0000-0001-7342-5382>

Instytut Informatyki Technicznej
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: urszula_grzybowska@sggw.edu.pl

Ludwik Wicki  <https://orcid.org/0000-0002-7602-8902>

Instytut Ekonomii i Finansów
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: ludwik_wicki@sggw.edu.pl

Streszczenie: W artykule badano efektywność produkcji zbóż w Polsce w okresie od 1997 do 2019 roku przy wykorzystaniu metody DEA. Wyznaczono efektywność województw oraz ich ranking przed i po wejściu Polski do UE, a także zmiany efektywności i produktywności między badanymi okresami. Uzyskane wyniki mogą być podstawą do stwierdzenia, że w regionach o lepszej strukturze obszarowej gospodarstw proces zwiększania efektywności gospodarowania przebiega szybciej. Istotnym czynnikiem zmian są możliwości rozwoju wynikające z korzystnych dla rolnictwa warunków otoczenia gospodarczego, jak to obserwowano po akcesji Polski do UE.

Słowa kluczowe: DEA, indeks Malmquista, efektywność rolnictwa, nawożenie mineralne, środki ochrony roślin

JEL classification: C67, O18, Q18

WSTĘP

W niniejszej pracy badano efektywność produkcji zbóż w Polsce w okresie od 1997 do 2019 roku przy wykorzystaniu metody DEA. Zastosowanie metody DEA do badania efektywności szeroko rozumianego rolnictwa nie jest zagadnieniem nowym. Istnieje wiele publikacji dotyczących tego problemu w różnym ujęciu.

<https://doi.org/10.22630/MIBE.2022.23.4.12>

Publikacje te różnią się zestawem wykorzystywanych zmiennych, badanym okresem bądź badanym obszarem, [por. Baran 2014 a, 2014 b, Jankowiak i in. 2013, Bieńkowski i in. 2014, Marzec i in. 2019, Nowak 2017, Rusielik 2010a, 2014, 2015, Rusielik i Świtłyk 1999, 2003, 2009, Świtłyk 2021]. Podobny zakres badania w układzie województw jest w parcy R. Rusielika [2010b], z tym, że efektem jest tam wartość skupu, a nie cała produkcja rolnicza. W pracy zaproponowano odmienny od dotychczas wykorzystywanych zestaw zmiennych. Mianowicie, w zestawie nakładów przyjęto zużycie nawozów (NPK), środków ochrony roślin oraz nasion kwalifikowanych. Są to podstawowe nakłady plonotwórcze, które istotnie wpływają na poziom plonów [Dudek i Wicki 2019, Wicki 2019a], w tym także poprzez transfer postępu. Takie ujęcie wynika z faktu, że od tych nakładów bezpośrednio zależy poziom produkcji, ale jednocześnie lepsze ich użycie ogranicza emisję z rolnictwa do otoczenia [Kopiński 2018]. Oczekiwane jest np. ograniczenie emisji gazów cieplarnianych z rolnictwa wynikające z racjonalizacji użycia nakładów [Wicka i Wicki 2022]. Oznacza to większe dostarczanie dóbr publicznych przez rolnictwo [Daniłowska 2015]. Jako dodatkową motywację przyjęto sytuację geopolityczną w 2022 r., z powodu której ekonomiczna dostępność nawozów sztucznych dla rolników obniżyła się, co może istotnie wpływać na zbiory. Ponadto, Komisja Europejska w ramach Europejskiego Zielonego Ładu 22 czerwca 2022 roku zaproponowała ograniczenie stosowania pestycydów w rolnictwie o 50 procent do końca bieżącej dekady.

OPIS METOD

Stosowana w pracy metoda DEA jest nieparametryczną metodą pozwalającą na badanie efektywności obiektów (tzw. DMU) w zakresie przekształcania nakładów w wyniki. Dzięki zastosowaniu DEA możemy w grupie badanych obiektów wskazać obiekty efektywne, a dla obiektów nieefektywnych, zaproponować zmianę technologii, prowadzącą do poprawy efektywności. W obliczeniach wykorzystano podstawowy model DEA, CCR, ukierunkowany na nakłady, który można sformułować następująco [Guzik 2009]. Załóżmy, że mamy n obiektów, które oznaczamy przez DMU $_o$, $o = 1, 2, \dots, n$. Przez x_{ij} , $i=1, 2, \dots, m$, oznaczamy wielkości nakładów, zaś przez y_{rj} $r=1, 2, \dots, s$, wyniki dla obiektu j , $j = 1, 2, \dots, n$. Dla każdego obiektu DMU $_o$, $o = 1, \dots, n$, opisywanego nakładami x_{io} , $i = 1, 2, \dots, m$ i wynikami y_{ro} , $r = 1, 2, \dots, s$, wyznaczmy miarę efektywności θ_o jako rozwiązanie zadania optymalizacyjnego. W modelu CCR zadanie zorientowane na nakłady przyjmuje postać:

$$\begin{aligned} \theta_o^* &= \min \theta_o \text{ przy warunkach} \\ \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_{jo} &\leq \theta_o x_{io} \quad i = 1, 2, \dots, m \\ \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_{jo} &\geq y_{ro} \quad r = 1, 2, \dots, s \end{aligned} \quad (1)$$

$$\lambda_{jo} \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n$$

Dla obiektów efektywnych miara efektywności wynosi 1, zaś dla nieefektywnych jest mniejsza od 1.

Do badania zmian efektywności oraz produktywności można zastosować indeks Malmquista, zaproponowany w 1982 r przez Cavesa [Coelli i in. 2005, s. 67].

Indeks produktywności Malmquista (MPI) może być stosowany zarówno dla zadań ukierunkowanych na nakłady jak i wyniki. Jest on dany wzorem:

$$MPI_o = \left[\frac{\theta_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{\theta_o^t(x^t, y^t)} \cdot \frac{\theta_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{\theta_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}, \quad (2)$$

gdzie $\theta_o^s(x^t, y^t)$ oznacza efektywność o-tego obiektu dla technologii wspólnej z okresu s i technologii obiektu o z okresu t [Świtłyk i Wilczyński, 2015] i rozkłada się na dwa czynniki; zmianę efektywności (ECH):

$$\frac{\theta_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{\theta_o^t(x^t, y^t)} \quad (3)$$

oraz postęp technologiczny (TCH):

$$\left[\frac{\theta_o^t(x^t, y^t)}{\theta_o^{t+1}(x^t, y^t)} \cdot \frac{\theta_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{\theta_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

Szczegółową dekompozycję indeksu Malmquista można znaleźć np. w [Ćwiakła-Małys i Nowak 2011, Baran 2014]. Wartość indeksu Malmquista $MPI > 1$ dla danego obiektu świadczy o tym, produktywność obiektu poprawiła się. Jeżeli $MPI < 1$, to produktywność obiektu zmniejszyła się. Dla $MPI = 1$ mamy brak zmiany produktywności. Podobnie interpretujemy indeks ECH (zmiana efektywności) oraz indeks postępu technicznego TCH. Wartość $ECH > 1$ wskazuje na wzrost efektywności, $TCH > 1$ na techniczny postęp, zaś $ECH < 1$ wskazuje na spadek efektywności, a $TCH < 1$ na techniczny regres. W pracy indeks Malmquista wyznaczany był dla orientacji zadań na nakłady.

Przy pomocy modelu SE-CCR [Guzik 2009: s. 153] otrzymano ranking województw ze względu na ich efektywność.

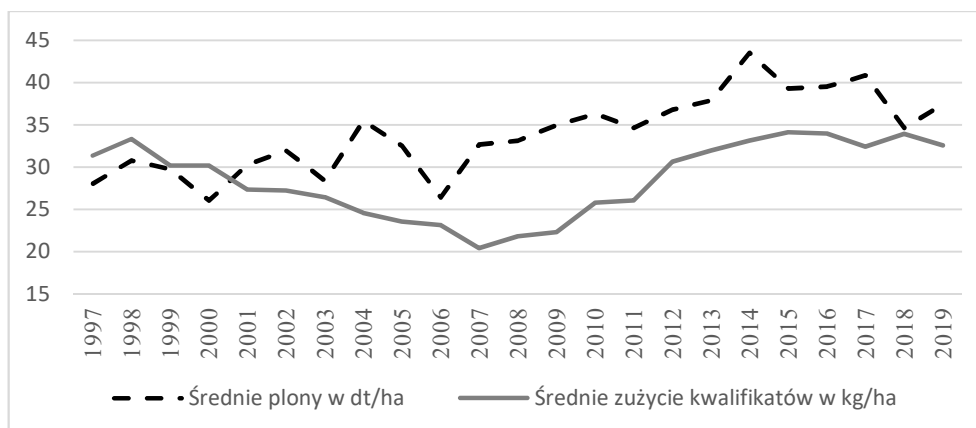
Obliczenia przeprowadzono w pakiecie SAS.

OPIS DANYCH

Analizą objęto produkcję rolną Polski w okresie 1997-2019 z podziałem na 16 województw. Jako pierwszy nakład przyjęto średnie zużycie kwalifikowanego ziarna siewnego zbóż podstawowych (pszenica, żyto, jęczmień, owies, pszenżyto) wyrażone w kilogramach na hektar [kg/ha] (w dalszej części opracowania będziemy używać określenia „nasiona kwalifikowane”), jako drugi nakład przyjęto zużycie nawozów sztucznych wyrażone w kilogramach na hektar użytków rolnych, jako trzeci nakład przyjęto zużycie środków ochrony roślin w kg/ha GO. Jako wynik

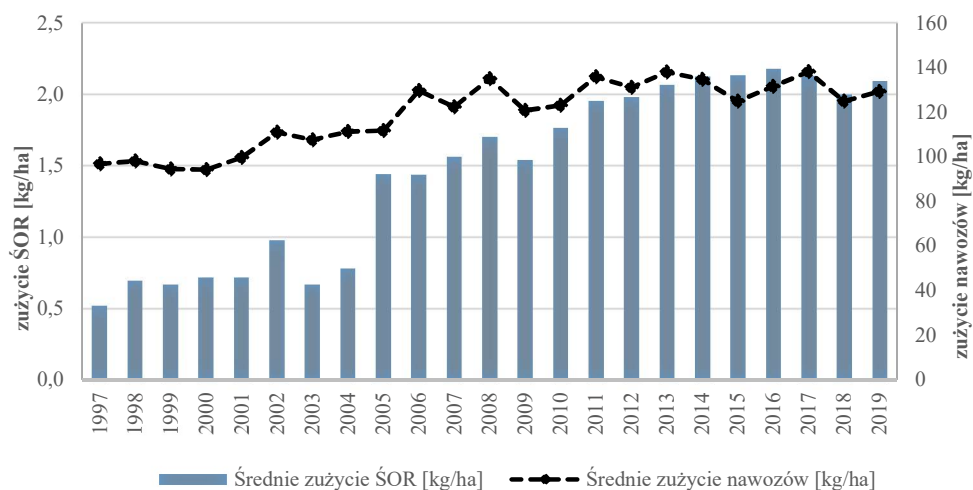
przyjęto średnie plony podstawowych zbóż (pszenica, żyto, jęczmień, owies, pszenżyto) w dt/ha. Ujęcie zarówno nakładów i efektów w przeliczeniu na 1 ha motywowane jest tym, że w takim przypadku unika się zniekształcającego wpływu struktury produkcji roślinnej na wyniki oraz wpływu samej wielkości województw, zachowana jest przy tym relacja wielkości ujętych w badaniu nakładów i wielkości produkcji. Efektywność technologiczna, to skuteczność (sprawność) przekształcania nakładów w rezultaty. W badaniu efektywności województw jest to skuteczność przekształcania nasion kwalifikowanych, nawozów i środków ochrony roślin w plony. Taki zestaw zmiennych nie był rozważany w znanych nam publikacjach. Na rysunku 1 przedstawiono średnie zużycie nasion kwalifikowanych i średnie plony zbóż. Obserwuje się tendencję wzrostową obu czynników. Na rysunku 2 przedstawiono średnie nawożenie i zużycie środków ochrony roślin w latach 1997–2019. W okresie tym zużycie nawozów wzrosło o 34%, natomiast zużycie środków ochrony roślin wzrosło aż o 400%, czyli czterokrotnie. Znaczny wzrost zużycia środków ochrony roślin nastąpił po wejściu Polski do UE, od 2005 roku, co wynikało zarówno z ciągłego rozwoju technologii, jak też z polepszenia sytuacji dochodowej gospodarstw.

Rysunek 1. Plony średnie zbóż i zużycie nasion kwalifikowanych w latach 1997–2019



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 2. Poziom nawożenia i zużycia środków ochrony roślin w latach 1997–2019



Źródło: opracowanie własne

Ze względu na poprawienie czytelności wykresów, województwa oznaczono numerami (tabela 1). W analizie efektywności pod uwagę wzięto także jakość gleby mierzoną wskaźnikiem bonitacji gleb WBG dostosowanym do potrzeb modelu.

Tabela 1. Numery przyporządkowane województwom oraz jakość gleby

Województwo	Numer	WBG	Województwo	Numer	WBG
DOLNOŚLĄSKIE	1	1.02	PODKARPACKIE	9	0.94
KUJAWSKO-POMORSKIE	2	0.94	PODLASKIE	10	0.67
LUBELSKIE	3	1.02	POMORSKIE	11	0.84
LUBUSKIE	4	0.73	ŚLĄSKIE	12	0.8
ŁÓDZKIE	5	0.74	ŚWIĘTOKRZYSKIE	13	0.91
MAŁOPOLSKIE	6	0.94	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	14	0.86
MAZOWIECKIE	7	0.74	WIELKOPOLSKIE	15	0.78
OPOLSKIE	8	0.99	ZACHODNIOPOMORSKIE	16	0.87

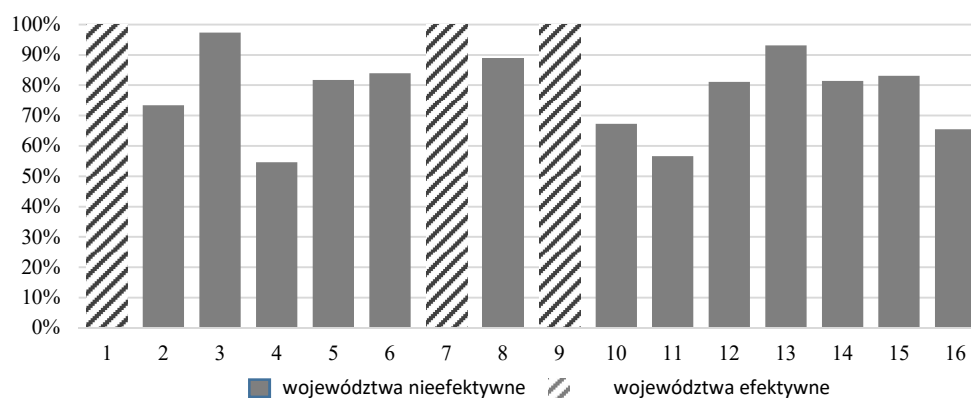
Źródło: opracowanie własne

Najlepszą jakość gleby mają województwa dolnośląskie i lubelskie. Kolejno dobrą glebą charakteryzują się województwa opolskie, małopolskie, podkarpackie i kujawsko-pomorskie. Niska średnio jakość gleby obserwowana jest w województwach lubuskim, łódzkim i mazowieckim.

WYNIKI ANALIZ

Badany okres podzielono na dwa podokresy 1997-2004 oraz 2005-2019 uznając, że wejście Polski do Unii Europejskiej otwiera nowy etap w produkcji rolniczej. Pierwszą analizę przeprowadzono dla okresu 1997-2004 wykorzystując do obliczeń średnie wartości kwalifikatów, plonów, nawozów oraz ŚOR w tym okresie. Dla rozważanego okresu wyznaczono wskaźniki efektywności województw (rysunek 3) oraz przy pomocy modelu SE-CCR ranking województw (tabela 2).

Rysunek 3. Kształtowanie się efektywności produkcji zbóż wg województw w latach 1997–2004



Źródło: opracowanie własne

W badanym okresie wyróżniono trzy województwa z efektywną produkcją zbóż, dolnośląskie (1), mazowieckie (7) oraz podkarpackie (9). Produkcja zbóż w pozostałych województwach była nieefektywna. Dwa województwa z efektywną produkcją zbóż mają dość wysoki wskaźnik WBG (dolnośląskie i podkarpackie). Można zauważyć, że województwa lubelskie i opolskie mają wyższy wskaźnik gleby WBG niż województwo mazowieckie, ale nie są efektywne. Produkcja zbóż w woj. mazowieckim, pomimo słabej jakości gleby, jest efektywna. Wszystkie trzy województwa z efektywną produkcją zbóż charakteryzują się zużyciem nawozów i ŚOR poniżej średniej. Najniższą efektywnością produkcji zbóż charakteryzują się województwa zachodniopomorskie, pomorskie i lubuskie. Powodem jest wysokie zużycie nawozów i ŚOR w stosunku do innych obiektów uzyskujących podobne plony.

Tabela 2. Ranking województw ze względu na efektywność produkcji zbóż

Województwo	Wskaźnik efektywności	Województwo	Wskaźnik efektywności
MAZOWIECKIE	1.37	ŁÓDZKIE	0.82
PODKARPACKIE	1.23	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0.81
DOLNOŚLĄSKIE	1.10	ŚLĄSKIE	0.81
LUBELSKIE	0.97	KUJAWSKO-POMORSKIE	0.73
ŚWIĘTOKRZYSKIE	0.93	PODLASKIE	0.67
OPOLSKIE	0.89	ZACHODNIOPOMORSKIE	0.66
MAŁOPOLSKIE	0.84	POMORSKIE	0.57
WIELKOPOLSKIE	0.83	LUBUSKIE	0.55

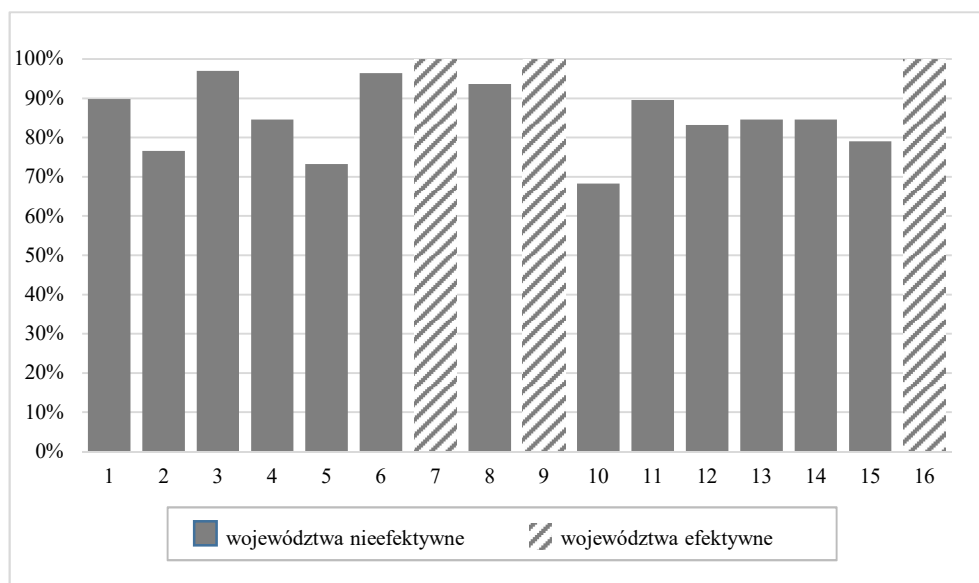
Źródło: opracowanie własne

Kolejną analizę przeprowadzono dla okresu 2005-2019, wykorzystując do obliczeń średnie wartości kwalifikatów, plonów, nawozów oraz ŚOR w tym okresie.

Porównanie wartości średnich (rysunki 1 i 2) ukazuje, że nieznacznie wzrosło średnie zużycie nasion kwalifikowanych oraz plonów w stosunku do lat 1997-2004, zaś nastąpił znaczny wzrost średniego zużycia ŚOR oraz nawozów.

Analiza DEA przeprowadzona dla kolejnego okresu, 2005-2019, wyłoniła trzy obiekty z efektywną produkcją zbóż. Są to województwa mazowieckie, podkarpackie oraz zachodniopomorskie (rysunek 4). Wykorzystując metodę SE-CCR uzyskano ranking województw efektywnych (tabela 3). Pierwsze było województwo podkarpackie. Najniższą efektywność ma produkcja zbóż w województwach łódzkim, podlaskim i kujawsko-pomorskim.

Rysunek 4. Kształtowanie się efektywności produkcji zbóż wg województw w latach 2005-2019



Źródło: opracowanie własne

Tabela 3. Ranking województw ze względu na efektywność produkcji zbóż w latach 2005–2019

Województwo	Wskaźnik efektywności	Województwo	Wskaźnik efektywności
PODKARPACKIE	1.25	LUBUSKIE	0.85
ZACHODNIOPOMORSKIE	1.09	ŚWIĘTOKRZYSKIE	0.85
MAZOWIECKIE	1.06	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0.85
LUBELSKIE	0.97	ŚLĄSKIE	0.83
MAŁOPOLSKIE	0.96	WIELKOPOLSKIE	0.79
OPOLSKIE	0.94	KUJAWSKO-POMORSKIE	0.77
DOLNOŚLĄSKIE	0.90	ŁÓDZKIE	0.73
POMORSKIE	0.90	PODLASKIE	0.68

Źródło: opracowanie własne

Kolejna analiza dotyczyła zmian produktywności i efektywności pomiędzy okresem pierwszym obejmującym lata 1997-2004 a okresem drugim obejmującym lata 2005-2019. Wyniki zawarto w tabeli 4. Można zauważyć, że dla 9 województw nastąpił wzrost efektywności produkcji zbóż między pierwszym i drugim badanym okresem. Największy wzrost efektywności zaobserwowano dla województw zachodniopomorskiego i pomorskiego. W analizowanym okresie tylko dla województwa zachodniopomorskiego zanotowano wzrost produktywności. Dla wszystkich

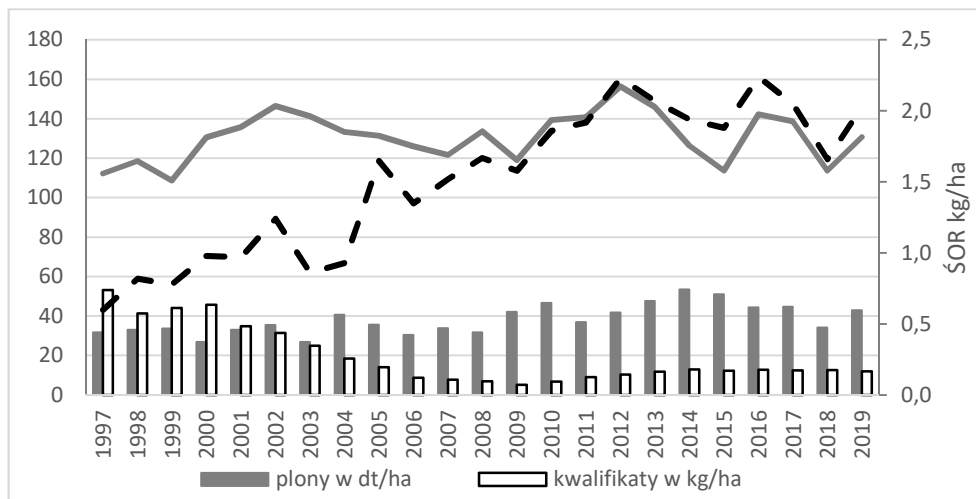
pozostałych województw MPI jest mniejszy od 1. Ponadto, dla wszystkich województw między badanymi okresami zauważamy regres techniczny, spowodowany wyższym wzrostem zużycia ŚOR i nawozów niż wzrostem osiągniętych plonów. Jest to zgodne z prawem malejących produktywności nakładów i jest powszechnie obserwowane, w tym dla polskiego rolnictwa [Wicki 2011], mimo, że obserwuje się wzrost produkcji rolniczej, przy danych nakładach co wynika z wzrostu TFP. Obserwacje takie są jednak częstsze dla całego rolnictwa, gdy ujmuje się wszystkie nakłady i całą produkcję, w tym zwierzęcą [Wicki 2021]. Postęp technologiczny odpowiada za prawie 80% przyrostu produkcji [USDA 2019].

Tabela 4. Indeks MPI i zmiany efektywności pomiędzy okresem 1997–2004 a 2005–2019

Nr	Województwo	Okres 1 1997-2004	Okres 2 2005-2019	Zmiana efektywności (ECH)	Postęp techniczny (TCH)	MPI
1	DOLNOŚLĄSKIE	1.00	0.90	0.90	0.56	0.50
2	KUJAWSKO-POMORSKIE	0.73	0.77	1.04	0.52	0.54
3	LUBELSKIE	0.97	0.97	1.00	0.76	0.76
4	LUBUSKIE	0.55	0.85	1.55	0.59	0.92
5	ŁÓDZKIE	0.82	0.73	0.90	0.55	0.49
6	MAŁOPOLSKIE	0.84	0.96	1.15	0.66	0.76
7	MAZOWIECKIE	1.00	1	1.00	0.85	0.85
8	OPOLSKIE	0.89	0.94	1.05	0.53	0.56
9	PODKARPACKIE	1.00	1	1.00	0.73	0.73
10	PODLASKIE	0.67	0.68	1.01	0.68	0.69
11	POMORSKIE	0.57	0.90	1.58	0.55	0.87
12	ŚLĄSKIE	0.81	0.83	1.03	0.58	0.60
13	ŚWIĘTOKRZYSKIE	0.93	0.85	0.91	0.72	0.65
14	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0.81	0.85	1.04	0.64	0.66
15	WIELKOPOLSKIE	0.83	0.79	0.95	0.53	0.51
16	ZACHODNIOPOMORSKIE	0.66	1	1.53	0.71	1.08

Źródło: opracowanie własne

Rysunek 5. Plony oraz zużycie nasion kwalifikowanych, nawozów i ŚOR dla województwa zachodniopomorskiego w okresie 1997-2019



Źródło: opracowanie własne

Warto przyjrzeć się dokładniej zmianom jakie zachodziły w zużyciu kwalifikatów, ŚOR, nawozów oraz wielkości plonów dla województwa zachodniopomorskiego i porównać te zmiany do średnich zmian czynników dla ogółu województw. W okresie 1997-2004 województwo zachodniopomorskie zajmowało 3. miejsce pod względem zużycia ŚOR oraz było na 4. miejscu pod względem zużycia nawozów. W okresie 2005-2019 zużycie ŚOR i nawozów wzrosło, jednakże województwo zachodniopomorskie zajmuje dopiero 9. miejsce pod względem zużycia ŚOR i 7. pod względem zużycia nawozów w tym okresie. Jednocześnie w województwie tym wzrosły plony, przy znacznym zmniejszeniu zużycia nasion kwalifikowanych. Jest to jednocześnie region z największymi gospodarstwami rolnymi w Polsce. Jak wynika z badań większe gospodarstwa charakteryzują się wyższą efektywnością nakładów, a także szybszym jej wzrostem i ogólnie trwałością [Wicki 2019b, Wojewodziec 2010, Ziętara 2014]. Pod względem zużycia nasion kwalifikowanych województwo zachodniopomorskie zajmuje dopiero 12. miejsce i w tym samym okresie awansowało na 3 miejsce pod względem plonów.

PODSUMOWANIE

W pracy wyznaczono efektywność produkcji zbóż w Polsce w okresie od 1997 do 2019 roku przy wykorzystaniu metody DEA. Wyznaczono efektywność województw w tym zakresie oraz ich ranking dla dwóch okresów: przed i po wejściu Polski do UE, a także zmiany efektywności i produktywności między badanymi

okresami. Ustalono, że województwo zachodniopomorskie, które przed 2004 rokiem było w grupie województw o najmniej efektywnej produkcji zbóż, stało się efektywne pod tym względem w okresie kilkunastu lat. Mogło to wynikać z korzystnej struktury obszarowej gospodarstw, gdyż w większych gospodarstwach poziom korzystania z postępu oraz efektywność wykorzystania nakładów jest wyższa niż w mniejszych [Kusz i in. 2022]. Jest to także jedyne województwo, w którym nastąpił wzrost produktywności produkcji zbóż. Przykład ten pokazuje, że możliwe jest uzyskiwanie wzrostu efektywności (plonów) bez nadmiernego zwiększenia zużycia nawozów oraz środków ochrony roślin. Konieczna jest jednak odpowiednia struktura agrarna, chłonność gospodarstw na postęp, utrzymanie korzystnych dla rozwoju warunków makroekonomicznych i ulepszanie stosowanych technik wytwórczych.

BIBLIOGRAFIA

- Baran J. (2014 a) Regionalne zróżnicowanie efektywności rolnictwa w Polsce. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 101(2), 20-28.
- Baran J. (2014 b) Changes in the Productivity of Agriculture after Polish Accession to the European Union., *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*, 13(3), 5-15.
- Baran J. (2016) Efektywność polskiego rolnictwa na tle pozostałych krajów Unii Europejskiej. *Więś i Rolnictwo*, 3(172), 69-85. <https://doi.org/10.53098/wir032016/03>.
- Bieńkowski J. F., Jankowiak J., Holka M., Dąbrowicz R. (2014) Środowiskowa ocena rozwoju rolnictwa w Polsce w ujęciu regionalnym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 16(1), 14-19. <https://doi.org/DOI: 10.22004/ag.econ.201480>.
- Coelli T. J., Prasada Rao D. S., O'Donnell C. J., Battese G. (2005) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer.
- Ćwiakła-Małys A., Nowak W. (2011) Dekompozycja indeksu produktywności Malmquista w modelu DEA. *Acta Universitatis Wratislaviensis, Przegląd Prawa i Administracji*, 3322, Wrocław.
- Daniłowska A. (2015) Provision of Public Goods by Agriculture in Poland. *Economic Science for Rural Development*, (37), 142-151. dostępne: http://lufb.llu.lv/conference/economic_science_rural/2015/Latvia_ESRD_37_2015-142-151.pdf
- Dudek H., Wicki L. (2019) Factors Influencing Cereals Yield in Polish Agriculture. *Economia Agro-Alimentare* 21(3), 793-806. <https://doi.org/10.3280/ECAG2019-003012>
- Guzik B. (2009) Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Jankowiak J., Bieńkowski J. F., Holka M., Dąbrowicz R. (2013) Zmiany produktywności polskiego rolnictwa po wstąpieniu do Unii Europejskiej w ujęciu przestrzennym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 5(4), 146--151.
- Kopiński J. (2018) Ocena zmian organizacyjno-produkcyjnych w polskim rolnictwie w kontekście wybranych oddziaływań środowiskowych. *Zeszyty Naukowe SGGW*

- w Warszawie – Problemy Rolnictwa Światowego, 18 (4), 284-294.
<https://doi.org/10.22630/PRS.2018.18.4.118>
- Kusz B., Kusz D., Bąk I., Oesterreich M., Wicki L., Zimon G. (2022) Selected Economic Determinants of Labor Profitability in Family Farms in Poland in Relation to Economic Size. *Sustainability*, 14(21), 13819. <https://doi.org/10.3390/su142113819>.
- Marzec J., Pisulewski A., Prędkie A. (2019) Efektywność techniczna i produktywność polskich gospodarstw rolnych specjalizujących się w uprawach polowych. *Gospodarka Narodowa*, 2(298), 95–125. <https://doi.org/DOI:10.33119/GN/108607>
- Nowak A. (2017) Przestrzenne zróżnicowanie zmian produktywności całkowitej rolnictwa w Polsce w latach 2005-2014 *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 19(1), 131-136. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0009.8353>.
- Rusielik R. (2010a) Wykorzystanie parametrycznej i nieparametrycznej metody analizy granicznej do pomiaru efektywności technicznej rolnictwa – analiza porównawcza. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 12(1), 174-179.
- Rusielik R. (2010b) Zmiany efektywności działalności rolniczej w województwach polski po akcesji do Unii Europejskiej. *Zeszyty Naukowe SGGW - Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, (84), 13-21.
- Rusielik R. (2014) Efektywność i produktywność rolnictwa w Polsce – analiza z wykorzystaniem indeksów TFP Hicksa-Moorsteena. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 15(4), 137-148.
- Rusielik R. (2015) Produktywność rolnictwa w Polsce – Analiza z wykorzystaniem zagregowanych indeksów produktywności Färe-Primonta. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 16(4), 95-106.
- Rusielik R., Świtłyk M. (1999) Zastosowanie metody DEA do oceny efektywności rolnictwa w Polsce. *Folia Universitatis Agriculturae Stetinensis, Oeconomica*, 196(36), 179-190.
- Rusielik R., Świtłyk M. (2009) Zmiany efektywności technicznej rolnictwa w Polsce w latach 1998-2006. *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, 96(3), 20-27.
- Świtłyk M., Rusielik R. (2003) The Technical Efficiency of Cereals' Fertilization in 1999-01 in Poland — Analysis Based on the Application of DEA Method. *Folia Universitatis Stetinensis. Oeconomica*, 421, 145-154.
- Świtłyk M., Artur Wilczyński A. (2015) Zastosowanie indeksu Mälmqvista do badania zmian efektywności uczelni publicznych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 415, 514-524.
- Świtłyk M. (2021) Using the Färe-Primont Index to Measure Changes in Total Factor Productivity of Dairy Farms. *Problems of Agricultural Economics*, 368(3), 141-159. <https://doi.org/10.30858/zer/139281>
- USDA (2019) *International Agricultural Productivity*. Washington, DC.
<https://www.ers.usda.gov/data-products/international-agricultural-productivity/>
- Wicka A., Wicki L. (2022) Is the EU Agriculture Becoming Low-Carbon? Trends in the Intensity of GHG Emissions from Agricultural Production. *Economic Science for Rural Development*, 56, 68–78). <https://doi.org/10.22616/ESRD.2022.56.007>
- Wicki L. (2011) Changes in Efficiency of Fertilisers Use in Poland in the Years 1992-2009. *Economic Science for Rural Development*, 24, 123-130.

- Wicki L. (2019a) Biological Progress and the Use of Nitrogen by Cereal Varieties. *Economic Sciences for Rural Development*, 52, 403-409. <https://doi.org/10.22616/ESRD.2019.148>
- Wicki L. (2019b) Size vs Effectiveness of Agricultural Farms. *Annals of the Polish Association of Agricultural and Agrobusiness Economists*, 21(2), 285-296. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0013.2212>
- Wicki L. (2021) The Role of Technological Progress in Agricultural Output Growth in the NMS upon European Union Accession. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 13, 82-96. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.7880>
- Wojewodzic T. (2010) Dywesticje w gospodarstwach rolnych – istota, definicje, podział, *Więś i Rolnictwo*, (2), 96-108.
- Ziętara W. (2014) Koncentracja i specjalizacja gospodarstw rolniczych w procesie integracji z Unią Europejską. *Zeszyty Naukowe SGGW W Warszawie - Problemy Rolnictwa Światowego*, 14(1), 157-169. <https://doi.org/10.22630/PRS.2014.14.1.16>

APPLICATION OF DEA TO EXAMINING CHANGES IN PRODUCTIVITY AND EFFICIENCY OF POLISH VOIVODESHIPS IN CEREAL PRODUCTION BETWEEN 1997 AND 2019

Abstract: In this article we examine the efficiency of cereal production in Poland from 1997 to 2019 using the DEA. The efficiency of voivodeships and their ranking before and after Poland's accession to the EU were determined, as well as changes in efficiency and productivity between the studied periods. The obtained results may be the basis for stating that in regions where large farms dominate, the process of increasing farming efficiency is much faster. An important factor of change are the development opportunities resulting from the favorable conditions of the economic environment for agriculture, as was observed after Poland's accession to the EU.

Keywords: DEA, Malmquist productivity index, efficiency of agricultural production, use of artificial fertilisers, pesticides

JEL classification: C67, O18, Q18