Ekonomski horizonti

Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
ISSN 1450-863X
2022 *24* (3)

Bilas, V.
Franc, S.
Kovačević, R.
Afolabi, J. A.
Olanrewaju, B. U.
Adekunle, W.
Đurović Todorović, J.
Đorđević, M.
Ristić Cakić, M.
Stevanović, S.
Milenković, I.
Paunović, S.
Kocić, M.
Šapić, S.
Sofronijević, K.

Ekonomski horizonti

Ekonomski fakultet
Univerziteta u Kragujevcu

Za Izdavača
Dekan, Milena Jakšić

Glavni i odgovorni urednik
Vlastimir Leković

Urednik
Nenad Stanišić

Sekretar Uredništva
Veljko Marinković

Lektori
Slobodan Rakić
Marija Milinković

Tehnički urednik
Slavoljub Radojević

Štamparija
InterPrint, Kragujevac
Tiraž - 200

Časopis se referiše u bazama:

SCOPUS, EconLit, Cabell's Directories, EBSCO, DOAJ, Index Copernicus, ProQuest - ABI/INFORM, Ulrich's Web

Izdavanje Časopisa finansijski je podržalo **Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije**, Rešenje broj: 451-03-247/2022-14/2

Kontakt
Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu,
Liceja Kneževine Srbije 3, 34 000 Kragujevac; Tel. 034 303 502
www.horizonti.ekfak.kg.ac.rs horizonti@kg.ac.rs

Uredništvo

Zora Arsovski, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, u penziji

Lubica Bajzikova, Faculty of Management, Comenius University, Bratislava, Slovakia

Marijan Cingula, Faculty of Economics, University of Zagreb, Zagreb, Croatia

Angappa Gunasekaran, University of Massachusetts, Dartmouth, USA

Harald Hagemann, University Hohenheim, Germany

Nebojša Janićijević, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu

Svenn Are Jenssen, Bodo Graduate School of Business, University of Nordland, Bodø, Norway

Ljubinka Joksimović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu

Davorin Kračun, Faculty of Economics and Business, University of Maribor, Maribor, Slovenia

Pawel Lula, Cracow University of Economics, Cracow, Poland

Nikola Makojević, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Srđan Marinković, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu

Zorica Mladenović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu

Pece Nedanovski, Faculty of Economics, University of Skopje, Skopje, F.Y.R. Macedonia

Vladimir Obradović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Goran Putnik, Departmento de Produção e Sistemas, University of Minho, Guimarães, Portugal

Tomasz Rojek, Cracow University of Economics, Faculty of Management, Cracow, Poland

Matthew Todd Royle, Langdale College of Business, Valdosta State University, Georgia, USA

Marko Slavković, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Dejan Spasić, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu

Violeta Todorović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Andreas Zins, Department of Tourism and Hospitality Management, Vienna University of Economics and Business Administration, Wien, Austria

ČASOPIS IZLAZI TRI PUTA GODIŠNJE - u aprilu, avgustu i decembru

ISSN 1450-863X **eISSN 2217-9232** **UDC 33** **COBISS.SR-ID 158022663**

Ekonomski horizonti

Ekonomski fakultet
Univerziteta u Kragujevcu

SADRŽAJ

Volumen 24 Sveska 3 **Septembar - Decembar 2022.**

UVODNIK

Vlastimir Leković ..... 227-228.

IZVORNI NAUČNI ČLANCI

The contribution of foreign direct investment to economic growth in the selected emerging European countries: The evidence based upon the panel cointegration model

Vlatka Bilas and Sanja Franc ..... 229-242.

doi:10.5937/ekonhor2203229B

Izvozne performanse i konkurentnost perifernih članica evrozone

Radovan Kovačević ..... 243-262.

doi:10.5937/ekonhor2203243K

Modelling sectoral sensitivity to macroeconomic shocks: Evidence from Nigeria

Joshua Adeyemi Afolabi, Blessing Ufuoma Olanrewaju and Wasiu Adekunle ..... 263-280.

doi:10.5937/ekonhor2203263A

Poreski obveznik kao element poreza na dobit preduzeća: Ekonomski efekti i opcije za fundamentalnu reformu

Jadranka Đurović Todorović, Marina Đorđević i Milica Ristić Cakić ..... 281-296.

doi:10.5937/ekonhor2203281D

PREGLEDNI ČLANCI

Effects of the implementation of the inflation targeting regime on economic growth

Suzana Stevanović, Ivan Milenković and Slađana Paunović ..... 297-311.

doi:10.5937/ekonhor2203297S

Uticaj kvaliteta *web* sajta na kognitivne i afektivne stavove prema organskoj hrani

Milan Kocić, Srđan Šapić i Katarina Sofronijević ..... 313-327.

doi:10.5937/ekonhor2203313K

PRIKAZ KONFERENCIJE

International Scientific Conference: ***Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022.*** November 4, 2022, Kragujevac, The Republic of Serbia

Katarina Borisavljević ..... 329-331.

PREDMETNI INDEKS

Nenad Stanišić i Veljko Marinković ..... 333-334.

PREGLED AUTORA I NASLOVA..... 335-336.

iThenticate®
Professional Plagiarism Prevention

Ekonomski horizonti, Maj - Avgust 2022, Volumen 24, Sveska 2, 227 - 228
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

UVODNIK

U Svesci 3 Volumen 24 Godište 2022 naučnog časopisa *Ekonomski horizonti* publikovana su četiri izvorna naučna i dva pregledna članka, Prikaz međunarodne naučne konferencije, Predmeti indeks članaka i Pregled autora i naslova svih priloga publikovanih u Časopisu, u 2022.

Na osnovu istraživanja efekata stranih direktnih investicija i izvoznih aktivnosti, u trinaest država novih članica Evropske unije u periodu 2005-2020, koautori *Vlatka Bilas* i *Sanja Franc*, primenom modela panel kointegracije, ispituju, uz naglasak na strane direktne investicije, njihov doprinos ostvarivanju ekonomskog rasta. Uprkos utvrđenoj kointegraciji između stranih direktnih investicija, izvoznih aktivnosti i ekonomskog rasta, koautori zaključuju da su rezultati heterogeni. Ukazuje se na to da se mogu izvesti samo nejasni zaključci o efektu stranih direktnih investicija i izvoznih aktivnosti na stvarni rast bruto domaćeg proizvoda, odnosno, da pozitivni efekti stranih direktnih investicija i izvoznih aktivnosti nisu ni automatski ni jednaki u svim zemljama, već da isti zavise od mnogih faktora i uslova.

Analizom kretanja realnog izvoza robe i usluga nekoliko perifernih članica evrozone, autor *Radovan Kovačević* nastoji da, primenom panel analize, pruži robustne ocene dugoročne veze između realnog izvoza ovih zemalja i izabranih objašnjavajućih varijabli. Zajednička karakteristika perifernih članica je niža produktivnost i konkurentnost njihove privrede u poređenju sa jezgrom evrozone, što uzrokuje asimetrične efekte eksternih šokova između ove dve grupe zemalja, zbog čega teret prilagođavanja pada na zemlje sa deficitom tekućeg računa. Na bazi empirijskog istraživanja, proverava se na koji način, u uslovima eksternih šokova, koji se odražavaju na njihovu konkurentnost, periferne članice evrozone rešavaju problem spoljne neravnoteže. Naglašava se da, u uslovima kada su se sve članice evrozone odrekle deviznog kursa kao instrumenta ekonomske politike, apresijacija realnog efektivnog deviznog kursa perifernih članica deluje destimulativno na njihov izvoz.

Polazeći od stava da je, zbog preteranog oslanjanja na sirovu naftu i lošeg upravljanja resursima, privreda Nigerije izložena udaru makroekonomskih šokova, koautori *Joshua Adeyemi Afolabi, Blessing Ufuoma Olanrewaju* i *Wasiu Adekunle* ukazuji na to da privredni sektori ove zemlje imaju ograničene kapacitete otpornosti na makroekonomske škove. Koristeći vektorski autoregresioni model i vektorski model sa korekcijom ravnotežne greške, koautori ukazuju na to da su, usled osetljivosti navedenih sektora na makroekonomske šokove, uslužni i poljoprivredni sektor osetljivi i na fiskalne šokove, kao i da je industrijski sektor osetljiv na šokove kamatnih stopa. Na osnovu istraživanja, zaključak je da je potrebno razvijati strategije koje će podsticati sektorsku produktivnost i koje će objediniti fiskalnu i monetarnu politiku, kako bi se ublažili efekti makroekonomskih šokova.

Na osnovu istraživanja sistema oporezivanja dobiti preduzeća, koji utiče i na njihovo poslovanje, koautori *Jadranka Đurović Todorović, Marina Đorđević* i *Milica Ristić Cakić* ističu da negativni efekti ovog sistema mogu biti znatno veći na makroekonomskom nivou.

* *Korespondencija*: V. Leković, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Liceja Kneževine Srbije 3, 34000 Kragujevac, Republika Srbija; e-mail: lekovic@kg.ac.rs

S obzirom na diskrepancu u definisanju poreskog obveznika poreza na dobit preduzeća i slabog interesovanja da se ispituju ekonomski efekti ovih diskrepanci, predmet istraživanja u radu je poreski obveznik kao subjekt ove vrste poreza, sa ciljem da se ukaže na značaj ekonomskih efekata ovog poreskog elementa i pruže predlozi za njegovu reformu. Rezultati istraživanja su potvrdili polazni stav koautora da različiti oblici organizovanja privrednih subjekata podnose različite terete plaćanja poreza na dobit preduzeća, što utiče i na visinu poreskih prihoda koji bi mogli biti naplaćeni.

Na osnovu istraživanja efekata mera za suzbijanje inflacije na stopu rasta bruto domaćeg proizvoda (BDP), na primeru Republike Srbije, Turske, Albanije i Rumunije, koautori *Suzana Stevanović, Ivan Milenković* i *Slađana Paunović* pokazuju da se u slučaju Republike Srbije, Turske i Albanije ne može odbaciti pozitivan uticaj volatilnosti inflacije na volatilnost stope rasta BDP-a, dok u slučaju Rumunije volatilnost inflacije ima negativan uticaj na volatilnost stope rasta BDP-a. Na osnovu navedenog, koautori zaključuju da su efekti monetarnih mera za suzbijanje inflacije različiti u analiziranim zemljama, kao i da je za uspešnost monetarnog režima neophodno da budu ispunjeni svi preduslovi njegove primene.

Shodno značaju primene *web* sajtova u komercijalne svrhe, kao i činjenici da sve veći broj potrošača, umesto odlaska u prodajne objekte, svoje stavove o organskoj hrani formira na osnovu informacija koje se plasiraju elektronskim putem, koautori *Milan Kocić, Srđan Šapić* i *Katarina Sofronijević* istražuju implikacije kvaliteta *web* sajta za kognitivne i afektivne stavove potrošača prema organskoj hrani. Rezultati istraživanja ukazuju na to da je u sektoru organske hrane značajno imati lako upotrebljiv i vizuelno dopadljiv sajt, koji sadrži kvalitetne i ažurirane informacije. Shodno tome, testiranjem postavljenih hipoteza, koautori zaključuju da kvalitet sajta, u pogledu upotrebljivosti, dizajna i kvaliteta informacija, pozitivno utiče na kognitivne i afektivne stavove potrošača prema proizvodima organskog porekla.

Ova Sveska Časopisa sadrži Prikaz *Katarine Borisavljević* međunarodne naučne konferencije *Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022*, koja je, u organizaciji Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Kragujevcu, održana 4. novembra 2022, u Kragujevcu.

U ime Uredništva Časopisa i u svoje ime zahvaljujem se, pre svega, autorima priloga koji su objavljeni u ovoj Svesci Časopisa. Istovremeno, posebnu zahvalnost dugujemo recenzentima koji su, svojim konstruktivnim i kritičkim komentarima i sugestijama autorima podnetih priloga, doprineli podizanju nivoa kvaliteta publikovanih članaka.

Sveska 3 Godište 2022 sadrži sveobuhvatan Predmetni indeks naučnih članaka publikovanih u Časopisu, u 2022, kao i Pregled autora i naslova svih priloga objavljenih u Ekonomskim horizontima, u 2022.

Glavni i odgovorni urednik
Vlastimir Leković

Vlastimir Leković je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Kragujevcu, u penziji. Doktorirao je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu, iz naučne oblasti opšta ekonomija i privredni razvoj. Ključne oblasti njegovog naučnoistraživačkog interesovanja su ekonomski sistem, ekonomska politika i institucionalna ekonomija.

Ekonomski horizonti, Septembar - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 229 - 242
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Original scientific paper
UDC: 330.322(4)
doi:10.5937/ekonhor2203229B

THE CONTRIBUTION OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT TO ECONOMIC GROWTH IN THE SELECTED EMERGING EUROPEAN COUNTRIES: THE EVIDENCE BASED UPON THE PANEL COINTEGRATION MODEL

Vlatka Bilas* and Sanja Franc

Faculty of Economics and Business, University of Zagreb, Croatia

This paper is aimed at examining the fact whether foreign direct investment (FDI) and exports do contribute to economic growth in the thirteen European Union (EU) new member states (namely Bulgaria, Croatia, Cyprus, Czech, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Malta, Poland, Romania, Slovakia, Slovenia) during the period from 2005 to 2020 or not. Various statistical tests were performed in order to examine the relationship and causality among the three observed series, including unit-root tests, the Kao and Pedroni cointegration tests, and finally the modified causality test. The obtained results are mixed. Although cointegration was established between FDI, exports and growth, the estimation of the long-term coefficients varied to such an extent that only ambiguous conclusions about the effect of FDI and exports on the growth of the real gross domestic product (GDP) could be reached. The research results imply the fact that positive effects of FDI and exports are neither automatic nor equal in all the countries, but the same rather depend on the many factors and conditions that the governments of the selected states should consider when designing policy measures for attracting FDI and promoting exports.

Keywords: foreign direct investment, gross domestic product, exports, the EU new member states, cointegration, causal relationship

JEL Classification: F21

INTRODUCTION

The global economy has been showing signs of slowing down over the last decade, this being so especially due to the latest global health crisis. In order for countries to increase their competitiveness and living standards, it is necessary for them to increase productivity and economic growth, which is the reason why policymakers need to design quality and appropriate development programs and policies irrespective of the fact that the available instruments are limited. The tense global geopolitical situation, the current health pandemic and the consequential economic crises have all increased uncertainty,

* *Correspondence to*: V. Bilas, Faculty of Economics and Business, University of Zagreb, J. F. Kennedy square 6, 10000 Zagreb, Croatia; e-mail: vbilas@efzg.hr

reduced the willingness to invest and increased the possibility of supply shocks and changes in global supply chains. With low interest rates and reduced leverage, banks have become less interested in lending to enterprises, having focused on the activities that bring them higher fees and on trading. On the other hand, despite low borrowing costs, the public sector has not embarked on greater investments, mostly due to the public debt sustainability problems, particularly in developed countries.

The fact that foreign direct investment (FDI) and exports positively contribute to economic growth (Baiashvili & Gattini, 2020; Nguyen, 2020; Mohd & Muse, 2021) is commonly accepted. Their importance has significantly grown in the past few decades, especially in developing countries after market liberalization. The influence of foreign investments largely depends on the macroeconomic and business environments and the absorption capacity of the recipient country. The impact also differs among low-income and high-income countries (Baiashvili & Gattini, 2020). Technology and knowledge transfers are perhaps one of the most important ways in which FDI contributes to the recipient country. It is known that developing countries lag behind developed countries in terms of technological progress. Even if they have the same technology, enterprises in developing countries use it less efficiently because they do not have enough knowledge and skills. Because technology is not free and accessible to everyone, there is a big technological gap between developing and developed countries. Technology is an important element of innovation and innovation is an important factor in competitiveness. In order for developing countries to achieve a higher degree of competitiveness in the global market, they need to find ways to acquire more advanced technology. FDI could be the potential source of technology transfer (Grgić, Bilas & Franc, 2012). However, there is some evidence for developing countries that the impact of FDI on the recipient country's economy is stronger in the long run than in the short run (Gochero & Boopen, 2020).

FDI can have a positive effect on domestic enterprises in many ways due to the spillover of knowledge and skills. The presence of foreign enterprises can encourage the competitiveness of domestic enterprises due to the so-called demonstration effect. Namely, domestic enterprises can observe and learn from the positive and negative experiences of foreign enterprises. In developing countries, the market is often characterized by monopolistic competition. The emergence of foreign competition can change monopolistic conditions and have a positive effect on the productivity of domestic enterprises.

However, these positive spillovers are not automatic, nor are they guaranteed either. Although many economies compete to attract FDI, it is necessary to carefully consider the promotional strategies and incentives being offered to investors. The cost of incentives is expected to be recovered by means of the positive effects of FDI on the economy. Unless properly calculated, the cost of attracting FDI might overweigh its benefits. This is why it is necessary that countries should analyze and prepare for the expected effects of FDI on the economy. It is up to the government to design the policy instruments that would help their economy grow and become an attractive location for the desired type of FDI.

The effect of FDI and exports on economic growth is the research problem dealt with in this paper. The main aim implies examining whether FDI, exports and the GDP are cointegrated and causally connected with each other by using the sample of the new EU member states in the period from 2005 to 2020. Therefore, the research hypothesis tested in this paper reads as follows: "FDI and exports positively contribute to the GDP growth in the new EU member states". The hypothesis is tested using various statistical tests including unit-root tests, Kao and Pedroni cointegration tests and the modified Granger causality test. Based on the research results, certain policy implications are discussed. The emerging EU member states have all undergone market liberalization, deregulation and privatization. While some are internationally recognized as big FDI recipients, not all countries have exerted the same effects from those activities on their respective economies. Therefore, it is interesting to do research in those effects and draw a conclusion about the policy

implication. The paper consists of the five parts. The introduction is followed by a literature review. The third part of the paper is a methodology description, and the fourth part contains the research results and the discussion. The fifth part is the conclusion.

LITERATURE REVIEW

In the last few decades, change in the volume and structure of trade and capital flows has been seen. While the relatively low levels of international capital movements were recorded in the 1990s, this volume has increased significantly in the last decades. Likewise, in the past, capital flows were mostly short-term and consisted mostly of bank loans, whereas more recent trends have been showing a strong increase in private capital flows.

A considerable number of research studies provide evidence on the positive effects of FDI on economic growth (Rahman, 2014; Nguyen, 2020; Mohd & Muse, 2021). However, there are also the studies that have not unambiguously proven the fact that FDI significantly contributes to economic growth (Simionescu, 2016; Sopta, Bilas & Franc, 2021).

More concretely, it is interesting to examine how FDI contributes to emerging economies. S. Mohd and A. N. Muse (2021) examined the correlation between FDI and growth in Ethiopia. The results showed the presence of a positive impact of FDI on the GDP, yet no causal relationship between the two variables was established as such. FDI positively contributes to economic growth and this impact is stronger in developing countries than in the developed (Baiashvili & Gattini, 2020). T. Dinh, D. Hong Vo, A. The Vo and T. C. Nguyen (2019) also used various statistical techniques to determine the effects of FDI on economic growth in developing countries. The authors came to the conclusion that FDI promoted growth in the long run, whereas the effect on economic growth was negative in the short run. S. Chaudhury, N. Nanda and B. Tyagi (2020) emphasized the role of the sectoral composition of FDI. They concluded that FDI promoted overall economic growth, whereas FDI had a negative effect on economic growth in the secondary sector specifically. N. Mamingi and K. Martin (2018) found that FDI exerted positive effects on economic growth only when there was an adequate absorptive capacity in the recipient country; otherwise, the effect was negative. FDI will positively affect growth if there is a stable government and the rule of law (Trojette, 2016). S. Hobbs, D. Paparas and M. E. AboElsoud (2021) found a unidirectional link between FDI, exports and the GDP in Albania. What was uncommon was the fact that growth had caused the inflow of FDI in the short run, not contrariwise. Using panel regression, K. Curwin and M. Mahutga (2014) found that a smaller inflow of FDI was better for the country and that sudden larger amounts of FDI could actually harm the recipient country's economy. M. Carkovic and R. Levine (2005) used a dynamic panel estimation technique and found no robust positive impact of FDI on economic growth either directly or indirectly through human capital levels. In a similar fashion, considering the EU post-transition countries, Y. Saglam (2017) found that FDI negatively contributed to economic growth in some countries included in the sample. Using panel data analysis and different cointegration and causality tests, the author concluded that there was but one-way causality from FDI to GDP *per capita*. S. Žiković, I. Žiković and M. Grdinić (2014) found that FDI positively affected economic growth in the long run in all Central European countries, expect in Croatia, where the impact was negative.

Beside FDI, openness to trade and an increase in exports are often considered to be a factor of growth, especially in emerging countries. Regarding the effects of exports on economic growth, the evidence mostly indicates to mixed results. Although exports are thought to be the engine of growth, this is not automatically achieved. For example, A. P. Ribeiro, V. Carvalho and P. Santos (2016) indicate that exports positively contribute to the economic growth of the EU countries, which is only so if it is specialized in high added value products. G. Dudzevičiūtė, A. Šimelytė and J. Antanavičienė (2017) researched the relationship between the GDP and exports on the case of the EU as well. They found that there was a unidirectional effect from the GDP to exports in 11

countries. In a smaller number of the countries, there was a unidirectional effect from exports to the GDP, or a bidirectional relationship between the variables. A. Tsitouras and C. Nikas (2016) investigated the contribution of FDI and exports in 15 post-transition EU countries. They found that the two variables positively contributed to the GDP growth only in the countries which had joined the EU in 2004. For the rest of the sample, that contribution was not confirmed. A. Aravaci and I. Ozturk (2012) analyzed the causal relationship between FDI, exports and growth in the EU transition economies. They obtained mixed results. The results of the Granger causality test revealed that there was a long-term relationship and causality between the variables in only four of the ten EU transition countries included in the sample. Interestingly, F. Carril-Caccia and E. Pavlova (2018) state in their research done for the European Central Bank that FDI and exports are no longer seen as substitutes, but rather as complements. In many cases, horizontal, vertical, export-supporting and export-platform FDI promotes trade.

METHODOLOGY

FDI and exports are considered as the important factors of growth (Sultanuzzaman, Fan, Mohamued, Hossain & Aminul, 2019). In order to determine the relationship between FDI, the exports of goods and services (EXP) and economic growth (GDP) in the EU new member states, the annual data from 2005 to 2020 were used for 13 countries. Table 1 explains the variables used in the research and the data transformations.

After the necessary data transformations, various statistical tests were done so as to examine the relationship and causality among the three series. Firstly, the unit-root test was performed in order to check the stationarity of the time series. Then, Pedroni and Kao cointegration tests were carried out and the ARDL panel cointegration model was performed in order to examine the long-term relationship among the series (Cetintas & Barisik, 2009; Tomić, Šimurina & Jovanov, 2020). Finally, the causality test was performed to determine whether there is a causal relationship among the variables or not. The use of different statistical techniques ensures the robustness of the results and the related conclusions.

RESULTS AND DISCUSSION

Unit-root tests results

All the available panel unit-root tests in EViews v. 10 were conducted. Firstly, the results of the first-generation tests are presented in Table 2. However, those tests do not consider the dependence among the variables, so additional tests were applied (Table 3 and Table 4).

First-generation tests do not consider possible cross-sectional dependences, i.e. they assume cross-sectional independence. Therefore, the second-generation panel unit-root tests were applied. The null hypothesis in the Pesaran CIPS test reads that all the panels are nonstationary and contain a unit root, whereas the alternative hypothesis reads that some panels are stationary. The Pesaran CIPS test results indicate that the null hypothesis should be rejected at the 1% significance level for all but two series (EXP1/GDP and EXP2/GDP) and for the series FDI1/GDP in the model with the trend.

Because of the strong cross-sectional dependence, the results of the Pesaran CPIS test are considered to be more reliable than those of the first-generation tests. However, since quite a short time series (15 observations only) is being dealt with, even the Pesaran CIPS test results should be taken with some doubt because of its lower power when time series are short.

Additional tests were applied in order to test the cross-sectional dependence. In this case, the null hypothesis reads that there is no cross-sectional dependence at all.

The results of all the cross-sectional dependence tests (Breusch-Pagan, Pesaran scaled, Bias-corrected

Table 1 The variables and data transformations

Variable	Description	Source of data
New EU member states	Bulgaria, Croatia, Cyprus, Czech, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Malta, Poland, Romania, Slovakia, Slovenia	World Bank database
GDP	Gross domestic product (constant, 2010, U.S. dollars)	World Bank database
FDI	Annual net inflow of FDI (Balance of payments, current US$)	World Bank database
rGDP	Gross domestic product growth (annual %)	World Bank database
FDI%	FDI, net inflows (% of GDP)	World Bank database
E1	Exports of goods and services (Balance of payments, current US$)	World Bank database
E2	Exports of goods and services (% of GDP)	World Bank database
GDP deflator	GDP deflator: linked series (base year varies by country)	World Bank database
rtGDP	Special LOG transformation of the GDP annual growth (rGDP) because this series contains negative values.	World Bank database
GDP def2010	Since the base year varies by country, we have converted all GDP deflator series to the base year 2010=100	World Bank database
FDI2010	= FDI/GDP_def2010	World Bank database
FDI2010 GDP2	= FDI2010/GDP2*100 (%)	World Bank database
E12010	= E1/GDP_def2010	World Bank database
E12010 GDP2	= E12010/GDP2*100 (%)	World Bank database
LtFDI%	Special LOG transformation of the FDI% series because this series contains negative values. The following notation for this series was used: FDI1/GDP	World Bank database
LtFDI2010 GDP2	Special LOG transformation of the FDI2010 GDP2 series because this series contains negative values. The following notation for this series was used: FDI2/GDP	World Bank database
LE12010 GDP2	LOG transformation of the E12010 GDP2 series. The following notation for this series was used: EXP2/GDP	World Bank database
LE2	LOG transformation of the E2 series. The following notation for this series was used: EXP1/GDP	World Bank database

Note: Special LOG transformations are performed by the EViews program due to the negative values in the GDP and FDI series.

Source: Authors

scaled, Pesaran) reject the null hypothesis for no cross-sectional independence. These results recommend the use of the second-generation panel unit-root tests. In the next phase of the research, all the series are assumed to be integrated I(1).

Panel cointegration tests results

In the following part of the analysis, two methodological approaches are used in order to assess the long-term relationship in the panels: the P. Pedroni (1999; 2004) and C. Kao (1999) tests. Table 5 contains the results of the Pedroni panel cointegration tests for the two options of FDI and exports (EXP) series. The Pedroni test was used in two variants: with a constant only and with both the constant and the trend.

With two exceptions (the first two panel tests and the first group test), all the tests reject the null hypothesis for no cointegration and indicate the existence of cointegration between the GDP, FDI and exports for the new members of the European Union panel. In other words, the results are indicative of the existence of correlation among the variables.

C. Kao (1999) advanced the cointegration analysis and presented the parametric residual-based

Table 2 The results of the first-generation unit-root tests

Variables		Null hypothesis: unit root - common root		Null hypothesis: unit root - individual root			Null hypothesis: stationarity	
		Levin, Lin & Chu *t*-statistic	Breitung *t*-statistic	Im, Pasaran & Shin *W*-statistic	ADF Fisher Chi-square	PP Fisher Chi-square	Hadri Z-statistic	Heteroscedastic consistent Z-statistic
Level	rGDP	-0.26 (.40)	2.80 (.99)	-1.29 (.10)	31.32 (.22)	23.86 (.58)	3.55 (<.01)	3.58 (<.01)
	FDI1/GDP	-6.66 (<.01)	-2.97 (<.01)	-2.74 (<.01)	56.64 (<.01)	66.08 (<.01)	8.87 (<.01)	8.52 (<.01)
	FDI2/GDP	-6.55 (<.01)	-6.97 (<.01)	-4.85 (<.01)	66.28 (<.01)	50.33 (<.01)	7.30 (<.01)	9.01 (<.01)
	EXP1/GDP	0.20 (.58)	2.35 (.99)	1.38 (.92)	17.05 (.91)	10.09 (.99)	6.15 (<.01)	5.79 (<.01)
	EXP2/GDP	-4.52 (<.01)	1.16 (.88)	-0.28 (.39)	23.50 (.60)	35.82 (.10)	8.51 (<.01)	13.79 (<.01)
The first difference	ΔrGDP	-8.73 (<.01)	-0.67 (.25)	-6.39 (<.01)	83.91 (<.01)	100.19 (<.01)	7.28 (<.01)	13.26 (<.01)
	ΔFDI1/GDP	-10.73 (<.01)	-3.72 (<.01)	-6.60 (<.01)	110.85 (<.01)	190.63 (<.01)	21.63 (<.01)	24.35 (<.01)
	ΔFDI2/GDP	-10.16 (<.01)	-6.01 (<.01)	-8.58 (<.01)	107.83 (<.01)	169.90 (<.01)	5.67 (<.01)	20.25 (<.01)
	ΔEXP1/GDP	-5.28 (<.01)	-4.07 (<.01)	-4.13 (<.01)	60.78 (<.01)	76.64 (<.01)	4.57 (<.01)	9.38 (<.01)
	ΔEXP2/GDP	-12.09 (<.01)	-5.22 (<.01)	-9.40 (<.01)	118.04 (<.01)	187.98 (<.01)	15.90 (<.01)	26.58 (<.01)

Note: Individual effects and individual linear trends are excluded. The Schwarz criterion, the Newey-West automatic bandwidth selection and the Bartlett kernel were used.

Source: Authors

panel cointegration. The results of the Kao panel cointegration test are accounted for in Table 6.

Basically, all the Kao tests reject the null hypothesis for no cointegration at the significance level of 1%. Overall, the results of the Pedroni and Kao tests are supportive of the existence of cointegration between the rGDP, FDI1/GDP and EXP1/GDP and between the rGDP, FDI2/GDP and EXP2/GDP in the new EU members.

The ARDL model estimation

The autoregressive distributed lag model (ARDL) is useful for forecasting long-term relationships among variables. In this model, the rGDP is the dependent variable and two different alternatives of the models are used (with and without the constant).

The results reveal that the rate of the adjustment back to (long-term) equilibrium is 56.89% (the model with the constant) and 58.13% (the model with the trend) significant at the less than 1% significance level (Table 7). In the short run, all the coefficients are significant at the less than 1% significance level in both models with the constant and the trend. The long-term coefficients are all negative and mostly statistically significant (the FDI2/GDP coefficient in the model with the trend is not significant). In the short run, an increase in both FDI2/GDP and EXP2/GDP would lead to an increase in the rGDP, i.e. in economic growth. However, that is not the case in the long run, at least not so in the period from 2005 to 2020, when both series had a negative impact on the economic growth series. It should be also noticed that in both the long-term and short-term the impact of exports on economic growth is greater multiple times than that of FDI.

Table 3 The Pesaran CIPS test results

Variable	Without the trend	With the trend
Level		
rGDP	-2.63***	-2.84**
FDI1/GDP	-2.68***	-2.65
FDI2/GDP	-2.80***	-2.89**
EXP1/GDP	-1.74	-1.96
EXP2/GDP	-1.73	-2.46
First difference		
ΔrGDP	-3.91***	-3.70***
ΔFDI1/GDP	-3.39***	-3.44***
ΔFDI2/GDP	-4.49***	-4.38***
ΔEXP1/GDP	-2.69***	-2.80**
ΔEXP2/GDP	-2.89***	-2.67*

Note: The Wald test of the composite linear hypothesis is used. Significance at the 10 percent (*), 5 percent (**), and 1 percent (***) confidence levels.

Source: Authors

Hence the results of the cointegration test confirm the fact that there is a long-term relationship between the rGDP, FDI2/GDP and EXP2/GDP series in the case of the new EU member countries.

Granger causality analysis

Firstly, it was tested whether any pair of series Granger-cause the remaining, i.e. third series. These test results are presented in the first six rows of Table 8. In all the six cases, the null hypothesis of no-Granger-causality was rejected at least at the 5% significance level. To make clearer these results, Granger noncausality was tested for each series separately using univariate tests. These test results are presented in the remaining rows of Table 8. The fact that the test results depend on the definition of the FDI and the exports of goods and services series can be noticed, while for the three series rGDP, FDI1/GDP and EXP1/GDP there is a unidirectional causal relationship from FDI to the GDP to the real GDP growth rate and from the real GDP growth rate to the exports of goods and services to the GDP. In the case of the other three series: rGDP, FDI2/GDP and EXP2/GDP, three bi-directional causal relationships were detected between each of these three series.

In the multivariate systems, when all the three series are included (rGDP, FDI1/GDP and EXP1/GDP or rGDP, FDI2/GDP and EXP2/GDP), the test results

Table 4 The cross-sectional dependence test statistics

Variable	Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Bias-corrected scaled LM	Pesaran CD
Level				
rGDP	685.14	48.61	48.18	25.74
FDI1/GDP	171.90	7.52	7.05	7.73
FDI2/GDP	390.54	25.02	24.56	14.12
EXP1/GDP	747.34	53.59	53.16	26.65
EXP2/GDP	546.12	37.48	37.05	21.83
First difference				
ΔrGDP	657.79	46.42	45.99	25.03
ΔFDI1/GDP	115.95	3.04	2.57	3.93
ΔFDI2/GDP	179.52	8.13	7.66	7.06
ΔEXP1/GDP	385.51	24.62	24.19	17.23
ΔEXP2/GDP	719.82	51.39	50.95	26.41

Note: The cross-section means were removed during the computation of correlations. The degree of freedom is 378 for all the tests. *P*-values for all the test statistics are less than 1%.

Source: Authors

Table 5 The Pedroni test results

Statistic	rGDP, FDI1/GDP & EXP1/GDP		rGDP, FDI2/GDP & EXP2/GDP	
	Constant	Constant & Trend	Constant	Constant & Trend
Panel-v	-0.35	-2.30	-1.08	-3.06
Panel-ρ	-1.18	0.63	-0.22	1.28
Panel-Phillips-Perron t	-5.43***	-6.17***	-3.06***	-5.18***
Panel-Augmented Dickey-Fuller t	-5.27***	-5.46***	-4.13***	-6.92***
Group-ρ	0.14	1.93	0.81	1.70
Group- Phillips-Perron t	-6.69***	-6.84***	-4.04***	-6.63***
Group-Augmented Dickey-Fuller t	-6.06***	-5.55***	-4.25***	-7.04***

Note: The test results generated by EViews. The Pedroni panel statistics are weighted. Significance at the 10 percent (*), 5 percent (**), and 1 percent (***) confidence levels.

Source: Authors

Table 6 The Kao panel cointegration test results

Statistic	rGDP, FDI1/GDP & EXP1/GDP		rGDP, FDI2/GDP & EXP2/GDP	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Modified Dickey-Fuller (DF) t	-1.28*	-3.53***	-1.42*	-5.57***
DF t	-3.63***	-4.72***	-3.47***	-5.85***
Augmented DF t	-4.35***	-4.63***	-4.51***	-5.71***
Unadjusted modified DF t	-6.10***	-6.26***	-7.01***	-7.68***
Unadjusted DF t	-6.01***	-5.68***	-6.14***	-6.41***

Note: The test results generated by the Stata command xtcointtest. (a) Cross-sectional means not removed, (b) Cross-sectional means removed. Significance at the 10 percent (*), 5 percent (**), and 1 percent (***) confidence levels.

Source: Authors

in rows 1 and 4 in Table 8 suggest that both the FDI and the exports of goods and services series taken together Granger-cause the real GDP growth rate. The result is consistent with the panel cointegration results, where the cointegration relationship between these three series was established. The mixed results for each individual series in Table 8 are in some way consistent with the mixed results presented in Table 7, where the direction, intensity and significance of the impact FDI and the exports of goods and services series have on the real GDP growth rate depends on the estimation method and the software algorithm used. Therefore, there is ambiguous evidence regarding the impact of FDI and the exports series on the GDP growth rate in the EU emerging countries. The reason for such a conclusion lies in the fact that the results depend on the definition of FDI and the exports of goods and services series. The short time series might also have contributed to such nonconclusive results. Similar mixed results are also revealed in Y. Salgam (2017) and partly in J. Miteski and D. Janevska Stefanova (2017), who researched the contribution of FDI to economic growth in Central European and Southeastern European countries and found that the impact of FDI depended on the sectoral composition. They found that FDI did not have any statistically significant impact on economic growth in the construction sector.

Policy implications

The above results imply that the positive effects of FDI and exports are neither automatic nor equal in

Table 7 The ARDL model results

Variable	Constant			Linear trend		
	Coefficient	*t*-statistic	*P*-value	Coefficient	*t*-statistic	*P*-value
	Long-run equation					
FDI2/GDP	-0.0019	-1.78	.08	0.0006	0.61	.54
EXP2/GDP	-0.9068	-1.11	.27	-1.1472	-1.48	.14
	Short-run equation					
Cointegration equation	-0.5689	-7.41	<.01	-0.5813	-6.00	<.01
ΔFDI2/GDP	0.0573	2.22	.03	0.0546	2.17	.03
ΔEXP2/GDP	3.1902	3.41	<.01	3.5759	3.61	<.01
Trend				0.0245	4.32	<.01
Constant	1.3106	6.39	<.01	0.7889	3.66	<.01

Note: The Schwarz criterion (SIC) was used. The ARDL(1,1,1) model with the constant and thee ARDL(1,1,1) model with the trend were selected.

Source: Authors

Table 8 The improved Granger panel causality test

Null hypothesis	Wald statistic	Decision
(FDI1/GDP & EXP1/GDP) does not Granger-cause rGDP	10.05***	Not accepted
(rGDP & EXP1/GDP) does not Granger-cause FDI1/GDP	29.22***	Not accepted
(rGDP & FDI1/GDP) does not Granger-cause EXP1/GDP	22.03***	Not accepted
(FDI2/GDP & EXP2/GDP) does not Granger-cause rGDP	596.26***	Not accepted
(rGDP & EXP2/GDP) does not Granger-cause FDI2/GDP	880.66***	Not accepted
(rGDP & FDI2/GDP) does not Granger-cause EXP2/GDP	24.20***	Not accepted
rGDP does not Granger-cause FDI1/GDP	0.13	Accepted
FDI1/GDP does not Granger-cause rGDP	9.42***	Not accepted
rGDP does not Granger-cause EXP1/GDP	108.07***	Not accepted
EXP1/GDP does not Granger-cause rGDP	0.47	Accepted
rGDP does not Granger-cause FDI2/GDP	31.77***	Not accepted
FDI2/GDP does not Granger-cause rGDP	99.17***	Not accepted
rGDP does not Granger-cause EXP2/GDP	15.31***	Not accepted
EXP2/GDP does not Granger-cause rGDP	8.96***	Not accepted
FDI1/GDP does not Granger-cause EXP1/GDP	0.36	Accepted
EXP1/GDP does not Granger-cause FDI1/GDP	0.55	Accepted
FDI2/GDP does not Granger-cause EXP2/GDP	26.80***	Not accepted
EXP2/GDP does not Granger-cause FDI2/GDP	119.51***	Not accepted

Note: The BIC criterion is used. Significance at the 10 percent (*), 5 percent (**), and 1 percent (***) confidence levels. The decision was based on the 5% significant level.

Source: Authors

all the countries. They depend upon the many factors and conditions in the country that the government should consider when designing policy measures for attracting FDI and promoting exports. The companies taking FDI into consideration most often base their decisions on the availability of certain resources, the market size or another strategic advantage.

The significance of FDI is derived from a broader perspective. Access to the capital market and financial products is key to financing growth and development. While developed countries have much easier access to capital, developing countries have only begun the process of financial integration in recent decades. The domestic enterprises that are the drivers of the economy in developed countries usually have more sources of financing available on more favorable terms, whereas enterprises in developing countries are characterized by a higher degree of risk and therefore have stricter borrowing conditions. Banks and other external sources of financing disfavor risk and risky investments and often use a broad range of higher interest rates on loans in order to protect themselves from such investments, which means that the loan applicants whose claims seem to be risky are faced with very high interest rates on loans and their access to larger amounts of funding is difficult and limited. Private capital serves as an alternative in these circumstances. Foreign investors can be the source of so much needed capital.

Strategies and instruments for attracting FDI change over years as the expected benefits from such investments change as well. As competition to attract FDI is stronger, it is not uncommon for countries to compete with each other in the scope, value or type of incentives they offer. Governments seek to attract foreign investment projects by offering greater incentives than their competitors or they are creating incentive policies in response to incentives from other countries. Traditional measures and preconditions for attracting FDI are often no longer sufficient to achieve the best possible results, such as technology transfer, higher exports, higher employment, and the like. The market-friendly strategies that used to assume liberalized regimes and reduced barriers to foreign investments, the standards of preferential treatment for foreign investors and a greater role in the resource allocation process given to market forces are the basis for attracting FDI. Some economies can be very successful in attracting foreign investors by implementing such policies, whereas the existence of a healthy and stable economic and political environment to support this is an important prerequisite (Grgić *et al*, 2012).

In the case of targeted competition when the government offers greater incentives than its competition does, those incentives can be particularly high when speaking about big and expensive projects, and investors are indifferent between alternative locations. There are the cases when targeted competition for FDI has resulted in competitive wars, in which unprecedentedly high and even economically unsustainable incentives have been offered (OECD, 2003).

FDI policy instruments should be designed based on the state and orientation of the economy. As follows, if the economy is based on the primary sector, then the government should work on improving the regulatory framework, especially the land acquisition procedure, transaction laws and property rights. If the economy is based on manufacturing, then the government should concentrate on the institutional framework and relieving the administrative burden for investors. In case the economy is based more on the tertiary sector, creating linkages, intellectual property rights and regulating services should be prioritized.

There are various criteria for determining the usefulness of incentives, some of which are based on the efficiency, i.e. on estimating whether the same benefits could be achieved at lower costs, opportunity costs, and the reaction of the competition. If incentives provoke a reaction and increased incentives from other competing countries, it can lead to overspending, the domestic economy ultimately being adversely affected. In the international context, countries should design incentives deemed to be optimal from the point of view of domestic objectives, also considering the imperative of competition with other countries.

Finally, the results of this paper indicate that FDI and exports are not necessarily the engines of economic

growth. Although FDI contributes to growth according to theory, the empirical evidence does not confirm this without a doubt. In fact, there are rather mixed empirical results, which leads to the conclusion that incentives to foreign investors should be carefully designed and that incentives alone are not enough to generate the expected benefits for the economy.

CONCLUSION

Market liberalization and globalization have spurred trade and FDI, consequently leading to the growth of their economic importance. Since developing countries are usually less open, less technologically advanced, less skilled and with less capital than the developed, FDI can be a valuable source of capital, production and growth. Countries should have an adequate strategy and FDI attracting instruments in place. However, as is shown in the paper, the benefits generated from FDI are neither guaranteed nor equally distributed among the countries. Using annual time series for the new European Union member states in the period from 2005 to 2020, the results point to the two main conclusions. Firstly, the GDP, FDI and exports are cointegrated. This conclusion implies a long-term relationship between the tested series.

The results of the long-term coefficient estimation in panel cointegrating regressions based on different estimators and algorithms, however, demonstrate great variations, which is a limitation preventing us from making a clear and definite conclusion about the size and direction of the impact that FDI and the exports of goods and services may have on the real GDP growth. Secondly, the results of the causality test indicate that, in multivariate systems, FDI and the exports of goods and services taken together Granger-caused the real GDP growth. When the pairs of the series are considered, there are certain mixed results about the causality direction. However, these results are in line with the results of the long-term coefficient estimation in the panel cointegrating regressions. In other words, based on the causality test results, it is only ambiguous conclusions about the positive impact of FDI and the exports of goods and services on the real GDP growth in the new EU member states that could be reached, and the research hypothesis cannot be confirmed. Such results imply that national strategic and policy measures for promotion and attraction of FDI and exports should carefully be calculated as the expected positive effects are not assured. The final effect that FDI will have on the recipient economy depends on numerous factors, including the recipient economy's institutional framework, macroeconomic and political stability, business climate, human capital and so forth. The short time series are the main limitation of this study. In future research, the model could be estimated using higher-frequency data (quarterly or monthly) to support nonstationary heterogeneous panel models, which would capture the particularities of specific post-transition European countries.

REFERENCES

Aravaci, A., & Ozturk, I. (2012). Foreign direct investment, export and economic growth: Empirical evidence from new EU countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *2*(2012), 52-67.

Baiashvili, T., & Gattini, L. (2020). Impact of FDI on economic growth: The role of country income levels and institutional strength. *EIB Working Papers 2020/02*, European Investment Bank.

Carril-Caccia, F., & Pavlova, E. (2018). Foreign direct investment and its drivers: A global and EU perspective. *ECB Economic Bulletin*, *4*(2018).

Carkovic, M., & Levine, R. (2005). Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth. *Working Paper*, Institute for International Economics. University of Minnesota Department of Finance.

Curwin, K., & Mahutga, M. (2014). Foreign direct investment and economic growth: New evidence from post-socialist transition countries. *Social Forces*, *92*(3), 1159-1187. doi:10.1093/sf/sot128

Chaudhury, S., Nanda, N., & Tyagi, B. (2020). Impact of FDI on economic growth in South Asia: Does nature of FDI matters? *Review of Market Integration*, *12*(1-2) 51-69. doi:10.1177/0974929220969679

Dinh, T., Hong Vo, D., The Vo, A., & Nguyen, T. C. (2019). Foreign direct investment and economic growth in the Short Run and Long Run: Empirical evidence from developing countries. *Journal of risk and financial management*, *12*(4), 176. doi:10.3390/jrfm12040176

Dudzevičiūtė, G., Šimelytė, A., & Antanavičienė, J. (2017). Causal nexus between export and economic growth in European Union countries. *Montenegrin Journal of Economics*, *13*(2), 107-120. doi:10.14254/1800-5845/2017.13-2.6

Gochero, P., & Boopen, S. (2020). The effect of mining foreign direct investment inflow on the economic growth of Zimbabwe. *Journal of Economic Structures*, *9*(1), 1-17. doi:10.1186/s40008-020-00230-4

Grgić, M., Bilas, V., & Franc, S. (2012). *Inozemna izravna ulaganja i ekonomski razvoj* (F*oreign direct investments and economic development*). Zagreb, HR: Ekonomski fakultet.

Cetintas, H., & S. Barisik, S. (2009). Export, import and economic growth: The caseof transition economies. *Transition Studies Review, 15*(4), 636-649, doi:10.1007/s11300-008-0043-0

Hobbs, S., Paparas, D., & AboElsoud, M. E. (2021). Does foreign direct investment and trade promote economic growth? Evidence from Albania. *Economies*, *9*(1), 1-19. doi:10.3390/economies9010001

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, *90*(1), 1-44. doi:10.1016/S0304-4076(98)00023-2

Mamingi, N., & Martin, K. (2018). Foreign direct investment and growth in developing countries: Evidence from the countries of the Organisation of Eastern Caribbean States. *CEPAL Review*, 124, 79-98. doi:10.18356/e270b670-en

Miteski, M., & Janevska Stefanova, D. (2017). The impact of sectorial FDI on economic growth in Central, Eastern and Southeastern Europe. *Working Paper No. 1/2017,* National Bank of Republic of Macedonia.

Mohd, S., & Muse, A. N. (2021). Impact of foreign direct investment on economic growth in Ethiopia: Empirical evidence. *Latin American Journal of Trade Policy*, *4*(10), 56-77. doi:10.5354/0719-9368.2021.61853

Nguyen, C. H. (2020). The impact of foreign direct investment, aid and exports on economic growth in Vietnam. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *7*(10), 581-589. doi:10.13106/jafeb.2020.vol7.no10.581

OECD. (2003). Checklist for foreign direct investment incentive policy. Retrieved August 1, 2018, from http://www.oecd.org/dataoecd/45/21/2506900.pdf

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 653-670. doi:10.1111/1468-0084.0610s1653

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, *20*(3), 597-625. doi:10.1017/S0266466604203073

Rahman, Z. U. (2014). Impact of foreign direct investment on economic growth in Pakistan. *Journal of Economics and Sustainable Development*, *5*(27), 251-255. doi:10.21058/gjecs.2019.42004

Ribeiro, A. P., Carvalho, V., & Santos, P. (2016). Export-led growth in the EU: Where and what to export? *The International Trade Journal*. *30*(4), 319-344. doi:10.1080/08853908.2016.1197806

Salgam, Y. (2017). FDI and economic growth in european transition economies: Panel data analysis. *Journal of Yasar University*, *12*(46), 123-135.

Sopta, M., Bilas, V., & Franc, S. (2021). Cointegration and causality analysis between foreign direct investment, exports and economic growth in the Republic of Croatia. *Management*: *Journal of Contemporary Management Issues*, *26*(2), 145-158. doi:10.30924/mjcmi.26.2.8

Sultanuzzaman, R., Fan, H., Mohamued, E., Hossain, I., & Aminul, M. (2019). Effects of export and technology on economic growth: Selected emerging Asian economies. *Economic Research - Ekonomska Istraživanja*, *32*(1), 2515-2531. doi:10.1080/1331677X.2019.1650656

Simionescu, M. (2016). The relation between economic growth and foreign direct investment during the economic crisis in the European Union. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, *34*(1), 187-213. doi:10.18045/zbefri.2016.1.187

Tomić, D., Šimurina, J., & Jovanov, K. (2020). The nexus between economic sentiment indicator and gross domestic product: A panel cointegration analysis. *International Review of Economics & Business*, *23*(1), 121-140. doi:10.2478/zireb-2020-0008

Trojette, I. (2016). The effect of foreign direct investment on economic growth: The institutional threshold. *Région et Développement*, *43*, 111-138.

Tsitouras, A. & Nikas, C. (2016). The dynamic links between exports, foreign direct investment, and economic growth: Evidence from European transition economies. *Journal of East-West Business*, *22*(3), 198-235. doi:10.1080/10669868.2016.1180658

Žiković, S., Žiković, I., & Grdinić, M. (2014). Detangling growth, exports, imports and FDI knot in selected CEE countries. *Working paper 2014-001*, Faculty of Economics University of Rijeka.

Received on 13th June 2022,
after revision,
accepted for publication on 24th November 2022.
Published online on 6th December 2022.

Vlatka Bilas, PhD is a full professor at the Faculty of Economics and Business, Department of International Economics, University of Zagreb. She is the Head of the Department.

Sanja Franc, PhD is an associate professor at the Faculty of Economics and Business, Department of International Economics, University of Zagreb.

DOPRINOS STRANIH DIREKTNIH INVESTICIJA EKONOMSKOM RASTU IZABRANIH EVROPSKIH ZEMALJA NOVIH ČLANICA EVROPSKE UNIJE - DOKAZ ZASNOVAN NA MODELU PANEL KOINTEGRACIJE

Vlatka Bilas i Sanja Franc

Faculty of Economics and Business, University of Zagreb, Croatia

Ovaj rad ima za cilj da se ispita da li strane direktne investicije (SDI) i izvozne aktivnosti doprinose ekonomskom rastu u trinaest država novih članica Evropske unije - EU (Bugarska, Hrvatska, Kipar, Češka, Estonija, Mađarska, Letonija, Litvanija, Malta, Poljska, Rumunija, Slovačka i Slovenija), u periodu 2005-2020. Sprovedena su razna statistička testiranja u cilju ispitivanja veze i uzročno-posledičnih odnosa između tri posmatrane serije, uključujući testove jediničnog korena, Kaov i Pedronijev test kointegracije i, konačno, modifikovani test uzročno-posledičnih odnosa. Rezultati su heterogeni. Iako je utvrđeno postojanje kointegracije između SDI, izvoznih aktivnosti i rasta, rezultati se razlikuju u pogledu procene dugoročnih koeficijenata do te mere da se mogu izvesti samo nejasni zaključci o efektu SDI i izvoznih aktivnosti na stvarni rast bruto domaćeg proizvoda (BDP). Na osnovu rezultata sprovedenog istraživanja, proizilazi da pozitivni efekti SDI i izvoznih aktivnosti nisu ni automatski ni jednaki u svim zemljama, već da isti zavise od mnogih faktora i uslova, koje bi vlade tih zemalja trebalo da razmotre prilikom kreiranja mera politike privlačenja SDI i promovisanja izvoznih aktivnosti.

Ključne reči: strane direktne investicije, bruto domaći proizvod, izvozne aktivnosti, države nove članice Evropske unije, kointegracija, uzročno-posledične veze

JEL Classification: F21

Ekonomski horizonti, September - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 243 - 262
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Izvorni naučni članak
UDK: 339.5:339.74
doi:10.5937/ekonhor2203243K

IZVOZNE PERFORMANSE I KONKURENTNOST PERIFERNIH ČLANICA EVROZONE

Radovan Kovačević*

Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu

U ovom radu se analizira uticaj relevantnih faktora na kretanje realnog izvoza robe i usluga nekoliko perifernih članica evrozone. U uzorku se nalazi pet zemalja (Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka). Posmatra se vremenski period 2000-2019. Cilj istraživanja je da pruži robustne ocene dugoročne veze između realnog izvoza ovih zemalja i izabranih objašnjavajućih varijabli, koristeći panel analizu. Ocenjeni su koeficijenati kointegracione izvozne jednačine pomoću FMOLS i DOLS estimatora. Primenom FMOLS estimatora, ocenjena vrednost koeficijenta uz varijablu realni efektivni devizni kurs je negativna (-0,80), a uz varijablu inostrane tražnje je pozitivna (2,25). Koeficijent uz realni efektivni devizni kurs potvrđuje da precenjena realna vrednost evra, iz ugla perifernih članica evrozone, deluje destimulativno na njihov realni izvoz. Ocenjeni koeficijent, uz varijablu inostrane tražnje, sugeriše da se realan izvoz robe i usluga (volumeni) perifernih članica evrozone povećava za 2,25% kad realan bruto društveni proizvod (BDP) EU poraste za 1%. Elastičnost realnog izvoza perifernih članica je veća prema stranoj tražnji (dohodna elastičnost) nego prema promeni relativnih cena (cenovna elastičnost). Smanjivanje nadnica i cena u perifernim članicama dovelo je do redistributivnih efekata u korist jezgra Evrozone.

Ključne reči: izvoz, realni efektivni devizni kurs, inostrana tražnja, neto priliv stranih direktnih investicija, kointegracija, izvozna jednačina

JEL Classification: E32, F32, F41, F44

UVOD

Članice evrozone međusobno su ekonomski povezane. Prema konvenciji, u periferne članice evrozone ubrajaju se Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka (i geografski spadaju u periferiju evrozone). Na drugoj strani, u središtu "jezgra" evrozone nalazi se Nemačka. Dinamički pristup razvrstavanju zemalja evrozone u "jezgro" ili "periferiju" razvili su P. De Grauwe (2018) i F. N. Campos i C. Macchiarelli (2021). Svrstavanje zemalja u ova dva bloka ima ekonomsko obrazloženje. Empirijska istraživanja pokazuju da se između ova dva bloka formira veliki raskorak u konkurentnosti i eksternoj neravnoteži tokom faze uspona privrede, kao i u pogledu stepena nestabilnosti na tržištu državnih obveznica, u silaznoj fazi konjunkturnog ciklusa. Zajednička karakteristika perifernih članica je niža

* *Korespondencija*: R. Kovačević, Ekonomsku fakultet Univerziteta u Beogradu, Kamenička 6, 11000 Beograd, Republika Srbija; e-mail: radovan.kovacevic@ekof.bg.ac.rs

produktivnost i konkurentnost njihove privrede u poređenju sa jezgrom evrozone. Stoga se javljaju asimetrični efekti eksternih šokova između ove dve grupe zemalja, pri čemu teret prilagođavanja pada na zemlje sa deficitom tekućeg računa. U središtu istraživanja nalaze se periferne članice evrozone. Ove zemlje su formirale velike trgovinske deficite u razdoblju pre izbijanja globalne finansijske krize. Cilj ovog rada je da kroz empirijsko istraživanje proveri na koji način su ove zemlje rešavale problem spoljne neravnoteže u uslovima eksternih šokova i, kako se to odrazilo na njihovu konkurentnost. Pošto su se sve članice evrozone odrekle deviznog kursa kao instrumenta ekonomske politike, ekonomski slabije članice (u našem slučaju periferne članice), izložene su većem pritisku usled eksternih šokova. Ukoliko bi se isto istraživanje sprovelo na uzorku zemalja jezgra evrozone, mogli bi se očekivati drugačiji rezultati, jer je reč o snažnijim i konkurentnijim privredama u odnosu na periferne članice.

Posle globalne finansijske krize, iz 2008-2009, evropske privrede je potresla kriza javnog duga. U središtu evropske krize javnog duga leži problem neravnoteže tekućeg računa perifernih članica evrozone (u daljem tekstu, periferne zemlje). Narasla neravnoteža podvrgnuta je procesu usklađivanja u periodu posle 2009. Značajan pravac ovog usklađivanja je povećanje izvoza zemalja sa velikim deficitom tekućeg računa. Periferija i jezgro evrozone međusobno se razlikuju po troškovima rada od nastanka monetarne unije. Usled toga, postoje i razlike u cenovnoj konkurentnosti. U procesu rebalansiranja tekućeg računa, periferne članice evrozone bi morale da priguše rast inflacije i troškova rada ispod proseka evro zone, kako bi obnovile cenovnu konkurentnost. U literaturi se za postizanje ovog cilja predlažu strukturne reforme proizvodnje. P. R. Lane i G. M. Milesi-Ferretti (2012) pokazuju da su korekcije globalnih neravnoteža posle krize iz 2008, uglavnom, nastale usled smanjivanja potrošnje. U novije vreme se skreće pažnja i na druge razloge, sem cenovne konkurentnosti, koji su doveli do neravnoteže tekućeg računa. Jedan od njih je struktura izvoza, zbog koje su se periferne članice evrozone našle na udaru konkurencije iz zemalja sa niskim troškovima rada (Chen, Milesi-Ferretti & Tressel, 2012). U literaturi postoje i mišljenja da je rast domaće tražnje u perifernim zemljama važniji uzrok deficita tekućeg računa od cenovne konkurentnosti (Wyplosz, 2013). Pri tome se, kod pojedinih autora, rast jediničnih troškova rada posmatra kao prateći efekat rasta domaće tražnje, a ne kao glavni faktor deficita tekućeg računa (Gabrisch & Staehr, 2012). Prema drugim autorima, veći rast jediničnih troškova rada na periferiji, u odnosu na zemlje jezgra, smanjio je izvoznu konkurentnost perifernih zemalja i povećao tražnju za proizvodima iz zemalja jezgra, tako da su produbljene razlike u cenovnoj konkurentnosti dovele do neravnoteže tekućeg računa (Sin, 2014; Storm & Naastepad, 2015). U zemljama koje izvoze proizvode visoke tehnologije, uticaj ovog faktora na konkurentnost je manje izražen.

K. Efstathiou i G. B. Wolff (2017) su pokazali da je prilagođavanje tekućeg računa perifernih zemalja u desetogodišnjem periodu, 2007-2016, ostvareno preko izvoza, dok je uvoz ostao na ranijem nivou, ili je blago povećan. U Španiji i Portugaliji je, prema ovim nalazima, trgovinski bilans prilagođen za oko 8,5% bruto domaćeg proizvoda (BDP), pri čemu je doprinos izvoza bio 8% i 11%, a doprinos uvoza 0,5% i -2.5% respektivno. Uprkos snažnom prilagođavanju salda tekućeg računa, privredu Španije karakteriše visoka bruto spoljna zaduženost, koja je, na kraju 2019, iznosila 169,3% BDP-a (Delgado-Télez, Moral-Benito & Viani, 2020). Autori ovih nalaza ističu da bi, zbog visoke spoljne zaduženosti, finansijska stabilnost zemlje mogla biti narušena ukoliko se uslovi eksternog finansiranja pogoršaju.

Kao članice evrozone, periferne zemlje su imale mogućnost da pristupe dubljem finansijskom tržištu, ali su se, istovremeno, ove zemlje odrekle deviznog kursa kao vrednog korektivnog mehanizma u vremenima krize. Veći stepen finansijske integracije olakšao je spoljno zaduživanje, što je dovelo do pogoršanja spoljne pozicije ovih zemalja. Ekonomski rast Grčke i Irske, tokom ranih 2000-ih, bio je zasnovan na ekspanziji potrošačkih kredita i zaduživanja u inostranstvu. Privatna potrošnja činila je skoro tri četvrtine rasta BDP-a Grčke i finansirana je iz bankarskih kredita. Deo potrošačkih kredita potrošen je na uvozne proizvode, što je, uz umeren izvoz, dovelo do deficita tekućeg računa. Realni efektivni

kurs, koji je apresirao u Irskoj tokom procvata, doveo je do smanjenja udela u izvozu, pa je tekući račun prešao u deficit u 2005 (Dooley, 2018). Globalna finansijska kriza 2008, i dužnička kriza evrozone 2010-2012, nametnule su proces prilagođavanja, što je dovelo do smanjenja deficita tekućeg računa perifernih članica. Da bi povratile konkurentnost i kratkoročno prilagodile realni kurs, ove zemlje su bile prinuđene da preduzmu unutrašnju depresijaciju evra (slabiji realni efektivni kurs evra). Ovo se postiže smanjenjem nominalnih plata i cena u odnosu na glavne trgovinske partnere, što dovodi do usporavanja privrednog rasta, porasta nezaposlenosti i povećanja straha od potencijalne recesije[1]. Zahvaljujući strukturnim reformama, periferne zemlje su uspele da povrate deo izgubljene makroekonomske konkurentnosti poslednjih godina. Međutim, eksterni šok Kovid-19 doveo je do velikog pada privredne aktivnosti u svim članicama evrozone, tako da se periferne članice suočavaju sa smanjenjem izvozne tražnje, što može da ugrozi održivost tekućeg računa ovih zemalja. Istovremeno, periferiji će biti teško da nastavi da depresira realni devizni kurs kao meru za podsticanje izvoza, jer bi to moglo dodatno poremetiti privredni rast, povećati budžetski deficit i javni dug. Stoga je neophodno uspostaviti redistributivnu industrijsku politiku, kako bi se podržao adekvatan nivo agregatne tražnje u svim članicama evrozone. Jačanje procesa tehnološkog sustizanja u zemljama periferije je, kako ističu C. Gräbner, Ph. Heimberger, J. Kepeller i B. Schüz (2020), preduslov za smanjenje divergencije između periferije i centra evrozone. Ovo su razlozi da se detaljnije ispita izvozni učinak perifernih članica evrozone.

Pandemija Kovid-19 izazvala je veliki šok u evropskoj ekonomiji. Neke periferne članice evrozone pretrpele su ozbiljan udarac (Španija i Italija), pa je njihova ekonomija teško pogođena ovom krizom. U drugim zemljama, šok izazvan pandemijom Kovid-19 je praćen usporavanjem privrednog rasta i trgovine. Ako kriza Kovid-19 bude dugotrajna, može se očekivati da će potrošači iz EU smanjiti izdatke za industrijske proizvode. To će dovesti do elastičnosti trgovine u odnosu na BDP, koja je veća od jedan u periferiji evrozone (smanjenje industrijskog izvoza ovih zemalja biće znatno veće od smanjenja BDP-a EU). Zato je izuzetno važno da se periferne članice evrozone brzo vrate na put rasta izvoza, kako bi izbegle pogoršanje tekućeg računa. Da bi se to postiglo, neophodno je preispitati uticaj relevantnih faktora na realni izvoz perifernih članica evrozone.

Predmet istraživanja u ovom radu je sagledavanje uloge deviznog kursa i inostrane tražnje u oblikovanju izvoznih performansi i konkurentnosti perifernih članica Evrozone. Cilj ovog rada je da istraži relativnu ulogu cenovne konkurentnosti i strane tražnje kao faktora koji deluju na realni izvoz, a time i na tekući račun perifernih zemalja. Polazeći od predmeta i cilja istraživanja, u radu se testiraju sledeće istraživačke hipoteze:

H1: Cenovna konkurentnost je važan faktor izvoza perifernih članica.

H2: Izvozna tražnja ostalih članica Evropske unije značajno utiče na izvoz perifernih članica.

U radu se ocenjuje panel model izvoza 5 perifernih članica evrozone, koje su najviše pogođene krizom javnog duga i bankarskom krizom u Evropi (Italija, Španija, Portugalija, Irska i Grčka). Kao mera cenovne konkurentnosti koristi se realni efektivni devizni kurs, dok se realni BDP EU koristi kao pokazatelj strane uvozne tražnje, odnosno, kao indikator dohodne elastičnosti izvozne tražnje perifernih zemalja. U izvoznu jednačinu je uključena varijabla uvozne tražnje EU28, jer je tržište EU28 najznačajnija izvozna destinacija za periferne članice evrozone, u periodu koji je pokriven panel analizom.

Ostatak rada strukturiran je na sledeći način. U odeljku 2, daje se pregled literature. Odeljak 3 sadrži metodologiju i opis podataka koji su korišćeni u istraživanju. U odeljku 4 se izlažu empirijski rezultati istraživanja. U odeljku 5 su data zaključna razmatranja.

PREGLED LITERATURE

Raniji empirijski radovi, u kojima se analiziraju uzroci deficita tekućeg računa u perifernim članicama

evrozone, istraživali su efekte cenovne konkurentnosti na izvoz (Harmsen, Turunen & Bayoumi, 2011; ECB, 2012; Tressel & Wang, 2014; Storm & Naastepad, 2015). U nekim radovima se ističe da rebalansiranje u perifernom članicama evrozone nije samo unutrašnji proces, jer se znatan deo izvoza ovih zemalja realizuje izvan evrozone (Darvas, 2012). Pri tome, ukazuje se na to da se izvoznici iz perifernih zemalja suočavaju sa intenzivnom konkurencijom zemalja sa obiljem jeftine radne snage. Jedan od činilaca koji na različite načine utiče na izvoz je devizni kurs (Chen *et al*, 2012). Sistematska istraživanja veze izvoza evrozone i različitih pokazatelja troškovne i cenovne konkurentnosti ne pokazuju usaglašenost u pogledu "idealnog pokazatelja" za merenje međunarodne troškovne i cenovne konkurentnosti. U nastojanju da na ovo pitanje odgovore sa empirijskog stanovišta, M. Ca' Zorzi i B. Schnatz (2007) su ocenili alternativne izvozne jednačine u koje su uključili različite realne efektivne devizne kurseve evrozone. Dobijeni tezultati su prilično usklađeni sa ranijim nalazima. Ističe se ocena ovih autora da je poboljšanje troškovne i cenovne konkurentnosti za 1% povezano sa porastom volumena izvoza u intervalu od 0,3 do 0,4% za većinu korišćenih indikatora za merenje troškovne i cenovne konkurentnosti. U svojoj studiji o izvoznim performansama evrozone, R. Harmsen *et al* (2011) su ocenili uticaj inostrane tražnje na izvoz. Utvrdili su da je elastičnost izvoza na inostranu agregatnu tražnju pozitivna i statistički značajna, ali je koeficijent cenovne konkurentnosti značajno varirao u zavisnosti od toga koji je indikator korišćen kao pokazatelj cenovne konkurentnosti. U svom radu, S. Christodoulopoulou i O. Tkačevs (2014) su procenili izvozne i uvozne jednačine za neke zemlje evrozone. Nalazi njihovog istraživanja pokazuju da je cenovna konkurentnost značajan faktor koji utiče na izvoz.

Nalazi u literaturi ukazuju da na vrednost izvoza perifernih članica značajno utiče struktura izvoza. Zemlje sa većim učešćem visokotehnoloških proizvoda u ukupnom izvozu imaju veći rast izvoza, pa je i dohodovna elastičnost izvozne tražnje veća (Wierts, van Kerkhoff & de Haan, 2014). U. Baumann i F. di Mauro (2007) analizirali su kako se specijalizacija trgovine u evrozoni promenila usled globalizacije. Ovi autori su utvrdili da je specijalizacija ove zone povećana u nekim visokotehnološkim sektorima, gde je došlo do visokog rasta produktivnosti, uz snažan rast tražnje, na primer farmaceutskih proizvoda.

Neki autori (Matthes, 2014) smatraju da je aktuelno rebalansiranje u nekim perifernim članicama uglavnom posledica poslovnog ciklusa, koji može da se preokrene u drugom pravcu. Oni tvrde da rebalansiranje nije strukturne prirode, i da će, usled rasta privredne aktivnosti, uvoz biti veći od izvoza.

Naša empirijska strategija je, takođe, povezana sa literaturom koja analizira realokaciju resursa u zemljama periferije. T. Tressel i Sh. Wang (2014) su analizirali efekte spoljnog rebalansiranja deficitnih zemalja evrozone. Ovi autori nisu došli do jakih dokaza o realokaciji resursa iz nerazmenljivih u razmenljive sektore, ali su zaključili da poboljšane izvozne performanse još uvek zavise od eksterne tražnje u ostatku sveta.

Mnogi noviji radovi se fokusiraju na internu tražnju kao važan faktor pogoršanja tekućeg računa. Jedan od zaključaka u ovoj literaturi je da je rebalansiranje tekućeg računa perifernih zemalja moguće preusmeravanjem izvoza u zemlje koje nisu članice EU (Éltető, 2018). Ovaj autor je istraživao efekte trgovine robom i uslugama u iberijskim, baltičkim i višegradskim zemljama nakon krize. Zaključak analize je da je izvoz ovih zemalja povećan zbog pada domaće tražnje. Rezultati ove studije pokazuju da je preorijentacija trgovine na zemlje van EU bila privremena i da je proizvodna struktura izvoza ostala, uglavnom, ista kao i pre krize. G. Gaulier i V. Vicard (2012) su analizirali uzroke deficita tekućeg računa u perifernim članicama evrozone i zaključili da su akumulirani deficiti do izbijanja krize, uglavnom, bili posledica relativno dinamične domaće tražnje. Takođe, primetili su da je izvoz perifernih članica evrozone često rastao uprkos rastućim jediničnim troškovima rada. Ovi autori zaključuju da je finansijska integracija u evrozoni omogućila priliv kapitala u nerazmenljive sektore perifernih zemalja, što je rezultiralo povećanjem uvozne tražnje, kao i rastom cena nerazmenljivih dobara i usluga. E. Bobeica, E. P. Soares, A. Rua i K. Staehr (2014) su istraživali vezu između pritiska domaće tražnje i

izvoza, koristeći dinamički panel model korekcije grešaka za jedanaest zemalja evrozone tokom dve decenije. Nalazi te studije sugerišu da postoji statistički značajan efekat supstitucije između domaće i inostrane tražnje. Istovremeno, prema proceni ovih autora, veza je mnogo jača kada se domaća tražnja smanjuje nego kada raste.

Konačno, neki noviji radovi u analizi tekućeg računa perifernih zemalja evrozone koriste modele dinamičke ravnoteže. Ch. Zwick (2018) je analizirao izvore deficita tekućeg računa u Grčkoj, Irskoj, Portugalu i Španiji nakon uvođenja evra. U istraživanju je primenjen DSGE model sa diverzifikovanom strukturom izvoznog sektora i date su ocene za svaku perifernu zemlju pojedinačno. Model je pokazao solidne performanse i korišćen je za kvantitativne ocene različitih eksplanatornih varijabli koje objašnjavaju poreklo deficita. Rezultati pokazuju da je konvergencija kamatnih stopa igrala važnu ulogu u padu odnosa neto izvoza prema BDP-u na periferiji evrozone.

PODACI I METODOLOGIJA

Podaci

Empirijska analiza dinamike izvoza perifernih članica EU (ove zemlje su ujedno i članice evrozone) zasniva se na godišnjim vremenskim serijama podataka za pet zemalja (Irska, Italija, Španija, Portugalija i Grčka), u periodu 2000-2019. Izvor podataka za sve varijable je statistička baza EUROSTAT-a, sa izuzetkom podataka za varijablu neto priliv SDI, u periodu 2000-2019, i podataka za jediničnu vrednost uvoza za 2000. i 2001, koji su preuzeti iz baze podataka Svetske banke[2]. Zavisna varijabla u modelu je izvoz robe i usluga. Objašnjavajuće varijable su odabrane prema uobičajenoj konstrukciji izvozne jednačine u literaturi. Sve varijable u modelu su logaritmovane, a panel je balansiran.

Promenljive u jednačini izvoza su izvoz robe i usluga, realni efektivni devizni kurs, inostrana tražnja, neto priliv SDI, izvozne cene, i veštačka varijabla.

Izvoz robe i usluga (u izvoznoj jednačini *IZVOZ*). Podaci o izvozu robe i usluga su indeksi volumena, 2010 = 100. Izvoz robe i usluga je zavisna varijabla, ali se sa vremenskom docnjom od jednog perioda javlja i kao objašnjavajuća promenljiva. Ostali pokazatelji predstavljaju objašnjavajuće varijable.

Realni efektivni devizni kurs (u izvoznoj jednačini *REDK*). *REDK* je realni efektivni devizni kurs (deflator: indeks potrošačkih cena - 42 trgovinska partnera - industrijske zemlje) indeksi, 2010 = 100[3]. Porast ovog indeksa znači gubitak konkurentnosti. *REDK* je izračunat pomoću cena razmenljivih i nerazmenljivih proizvoda. Na taj način, mogu bolje da se sagledaju efekti cenovne konkurentnosti, prema pristupu koji je ustanovio C. Wyplosz (2013). *REDK* za domaća dobra je izračunat tako što je *REDK* (izračunat pomoću BDP deflatora) podeljen sa *REDK* - dobijen pomoću izvoznih cena kao deflatora (dekompozicija prema: Ruscher & Wolff, 2009). Oznaka za ovako dobijen *REDK* u izvoznoj jednačini je *REDKUNUTRAŠNJI*. Ovu varijablu koristimo za proveru robustnosti modela.

Inostrana tražnja (u izvoznoj jednačini *IT*). Kao pokazatelj inostrane tražnje koriste se podaci o BDP EU28 po tržišnim cenama, indeksi volumena, 2010 = 100. Preovlađujući deo izvoza perifernih članica realizuje se na tržištu EU. Zbog toga se, kao pokazatelj inostrane tražnje uzima BDP EU.

Neto priliv SDI (u izvoznoj jednačini *SDI*). Različite kategorije *SDI* različito utiču na trgovinu i konkurentnost. U našem panelu, Irska je primer zemlje gde se može videti veza između velikog neto priliva *SDI* i privrednog rasta zasnovanog na izvozu tokom 1990-ih[4]. S obzirom da je značajan deo *SDI* aktivnosti unutar evrozone u vidu merdžera i akvizicija (M&As), izgleda da njihov uticaj na konkurentnost i trgovinu nije relevantan. Otuda je i transfer tehnologije povezan sa M&A između članioca evrozone prilično ograničen. Najveći iznos *SDI* prema BDP-u imala je Irska (244% u 2018). Italija i Grčka nisu oformile značajan stok *SDI*, dok su važne investicije nemačkih kompanija u Španiji i Portugaliji sa početka 1990-ih, kasnije preusmerene u nove članice EU.

Izvozne cene (oznaka u izvoznoj jednačini *IZVOZNECENE*). Izvozne cene su aproksimirane pomoću jedinične vrednosti izvoza. Jedinične vrednosti su izračunate tako što je vrednost trgovine podeljena sa količinom. Na ovaj način dobijene jedinične vrednosti su podeljene sa prosečnom jediničnom vrednošću prethodne godine, da bi se dobili osnovni indeksi jedinične vrednosti. Iz ovih indeksa su isključeni autlajeri. Indeksi osnovne jedinične vrednosti su, pomoću formule agregirani u odnosu na zemlje i proizvode. Na kraju su indeksi jedinične vrednosti pretvoreni u bazne indekse sa bazom 2010 = 100, i u ovom radu su korišćeni kao aproksimacija kretanja izvoznih cena.

Veštačka varijabla (oznaka u izvoznoj jednačini *VEŠTAČKAV*). Period 2009-2019, predstavlja krizni period jer su periferne članice evrozone bile prinuđene da sprovode prilagođavanje tekućeg računa. Zadatak ove veštačke varijable je da pokaže da su posmatarne zemlje bile pod uticajem finansijske krize. Veštačka promenljiva nosi vrednost 1, za period 2009-2019, i 0, za ostale godine.

Metodologija

Specifikacija regresionog modela

Sledeći M. Comunale-a i J. Hessel-a (2014), u istraživanju je primenjujen model agregatnog izvoza, u kojem je zavisna promenljiva panel serija volumena izvoza robe i usluga, a nezavisne varijable su:

- realni efektivni devizni kurs, kao zamena za cenovnu konkurentnost;
- inostrana tražnja, aproksimirana pomoću rasta BDP-a EU28;
- neto strane investicije, jer multinacionalna preduzeća predstavljaju značajne izvoznike iz perifernih zemalja; i
- izvozne cene.

Svi regresori su iskazani u logaritmima.

Zavisna varijabla je ujedno i regresor sa jednom docnjom, a nezavisne promenljive su u nivou i sa jednom docnjom. Za izbor docnje primenjeni su Akaike informacioni kriterijum (*Akaike Information Criterion* - AIC) i bajezijanski informacioni kriterijum (*Bayesian Information Criterion* - BIC). Primenjene su različite kombinacije docnji varijabli u jednačini izvoza, a razlike među njima su bile zanemarljive. U konačnom izrazu, sve varijable su sa jednom docnjom, kao najjednostavnijom opcijom. Ovaj model sledi tipičnu strukturu dinamičkog panel modela, koji uključuje zavisnu varijablu sa docnjom. Uvođenje varijabli sa docnjom je značajno za kontrolu dinamike procesa. Izbor varijabli u modelu sličan je analizi izvoznih performansi evrozone koju su uradili R. Harmsen *et al* (2011).

Model se može prikazati kao:

$$LogIZVOZ_{i,t} = \delta_i LogIZVOZ_{I,t-1} + \alpha_{10i} LogREDK_{i,t} + \alpha_{11i} LogREDK_{i,t-1} + \alpha_{20i} LogIT_{i,t} + \alpha_{21i} LogIT_{i,t-1} + \alpha_{30i} LogSDI_{i,t} + \alpha_{31i} LogSDI_{i,t-1} + \alpha_{40i} LogIZVOZNECENE_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Provera robustnosti dobijenih rezultata izvršena je pomoću proširene regresione jednačine:

$$LogIZVOZ_{i,t} = \delta_i LogIZVOZ_{I,t-1} + \alpha_{10i} LogREDK_{i,t} + \alpha_{11i} LogREDK_{i,t-1} + \alpha_{20i} LogIT_{i,t} + \alpha_{21i} LogIT_{i,t-1} + \alpha_{30i} LogSDI_{i,t} + \alpha_{31i} LogSDI_{i,t-1} + \alpha_{40i} LogIZVOZNECENE_{i,t} + \alpha_{40i} VEŠTAČKAV_{i,t} + \alpha_{40i} LogREDKUNUTRAŠNJI_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Izbor varijabli uključenih u jednačinu izvoza motivisan je literaturom o spoljnoj konkurentnosti. Ocenjena izvozna jednačina pruža mogućnost da se sagleda uticaj izabranih objašnjavajućih varijabli na realni izvoz zemalja uključenih u panel. Panel regresija koju primenjujemo znači da su ocenjene elastičnosti inostrane tražnje i realnog efektivnog deviznog kursa zajedničke za uzorak posmatranih zemalja. Međutim, u realnosti se međusobno razlikuju strukture trgovine posmatranih zemalja, što znači da bi se razlikovali i individualno izračunati koeficijenti elastičnosti.

Strategija ocene

Prvi korak u analizi je provera stacionarnosti vremenskih serija. Literatura (Harmsen *et al*, 2011)

sugeriše da su paneli agregatne trgovine stacionarni (I(1)) i kointegrisani. Testiranje stacionarnosti vremenskih serija u panelu sprovešće se pomoću sledećih testova: 1. A. Levin, Ch. F. Lin i Ch. Ch. J. Chu (2002) test (LLC); 2. K. S. Im, M. Pesaran i Y. Shin (2003) test (IPS); 3. J. Breitung (2000) test; 4. Fisher-ADF i Fisher-PP test (Maddala & Wu, 1999; Choi, 2001) i 5. K. Hadri (2000) test. Potrebno je istaći da LLC, Breitung & Hadri test pretpostavljaju da postoji zajednički proces jediničnog korena, a IPS i Fisher-ADF i Fisher-PP test polaze od pretpostavke da postoji individualni proces jediničnog korena.

Za istraživanje mogućnosti kointegracije u panelu, primenjeni su sledeći testovi kointegracije: P. Pedroni (1999; 2001; 2004), C. Kao (1999) i Johansen-Fišer (Johansen, 1991) test kointegracije u panelu. Pedroni i Kao test su zasnovani na testovima kointegracije R. F. Engle i C. F. J. Granger (1987) u dva koraka (zasnovanim na rezidualima). Fišerov test je kombinovani Johansenov test. Jednačina kointegracije u panelu će biti ocenjena pomoću FMOLS (Fulli Modified OLS) i DOLS (Dinamic OLS) estimatora (Phillips & Hansen, 1990).

Objedinjeni FMOLS estimator, koji su definisali P. C. B. Phillips i R. H. Moon (1999), je proširena verzija standardnog estimatora, koji su ustanovili P. C. B. Phillips i B. E. Hansen (1990). Nakon što je definisana modifikovana zavisna varijabla i korektor serijske korelacije, FMOLS estimator za koeficijent β je dat kao

$$\hat{\beta}_{FP} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \bar{X}_{it} X_{it}^{'} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(\bar{X}_{it} Y_{it}^{+} - \hat{\lambda}_{12}^{+'} \right) \quad (3)$$

gde $\bar{y}_{it}^{+} = \bar{y}_{it} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_2$ predstavlja modifikovanu zavisnu promenljivu, koja koriguje endogenost, a $\hat{\lambda}_{12}^{+} = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22}$ je modifikovani član kojim se koriguje serijska korelacija.

Umesto da ocene asimptotsku varijansu direktno, P. Pedroni (2001) i N. C. Mark i D. Sul (2003) su definisali konzistentan estimator, koristeći momente regresora:

$$\hat{V}_{FP} = \hat{w}_{1.2} \hat{M}_{FB}^{-1} \quad (4)$$

gde je

$$\hat{M}_{FP} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} X_{it} X_{it'} \right) \quad (5)$$

U navedenom radu, N. C. Mark i D. Sul (2003) predlažu sendvič formu ovog estimatora, što omogućuje heterogenu varijansu:

$$\hat{V}_{FP} = \hat{M}_{FP}^{-1} \hat{D}_{FP} \hat{M}_{FP}^{-1} \quad (6)$$

gde je

$$\hat{D}_{FP} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{w}_{1.2i} \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^{T} X_{it} X_{it'} \right) \quad (7)$$

a dugoročna varijansa $\hat{w}_{1.2i} = \hat{w}_{11i} - \hat{w}_{12i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{w}_{21i}$ je izračunata za svaki presek. Za $\hat{w}_{1.2}$ i $\hat{w}_{1.2i}$ može se korigovati stepen slobode radi kompatibilnosti sa standardnom greškom regresionog estimatora.

Dinamička OLS (DOLS) metoda za procenu kointegracione jednačine u panelu može se realizovati proširenjem kointegracione regresije. Može se koristiti sledeća jednačina regresije (ponderisan DOLS):

$$y_{it} = X_t^{'} \beta + D_{1t}^{'} \gamma_1 + \sum_{j=-q}^{r} \Delta X_{t+j}^{'} \delta + \vartheta_{1t} \quad (8)$$

Model dozvoljava da koeficijenti kratkoročne dinamike δ mogu biti specifični za poprečni presek.

P. Pedroni (2001) je predložio proširenje J. H. Stock i M. Watson (1993) DOLS estimatora na panel strukturu. Panel DOLS uključuje proširenu panel kointegracionu regresionu jednačinu, sa specifičnim prethođenjem ili docnjom ΔX_{it} da bi eliminisao asimptotsku endogenost i serijsku korelaciju.

C. Kao i M. H. Chiang (2000) su opisali ponderisan DOLS estimator, u kome se primenjuje metod običnih kvadrata da bi se ocenila proširena kointegraciona regresiona jednačina kao:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}_{it}^{'} \beta + \sum_{j=-q_i}^{r_i} \Delta \tilde{X}_{it} +^{'}_{j} \delta_i - \tilde{v}_{1it} \quad (9)$$

gde $\tilde{y}_{it}$ i $\tilde{X}_{it}$ predstavljaju podatke očišćene od individualnog deterministčkog trenda. Kratkoročni dinamički koeficijent δ_i može biti specifičan za jedinice preseka.

Pretpostavimo da $\tilde{Z}_{it}$ predstavlja regresor, nastao interakcijom $\Delta\tilde{X}_{it}+j$ uslova sa veštačkom varijablom preseka, i da je $\tilde{W}_{it}^{'}=\left(\tilde{X}_{it}^{'},\tilde{Z}_{it}^{'}\right)^{'}$.

Zatim se ponderisan DOLS estimator može napisati kao:

$$\begin{bmatrix}\hat{\beta}_{DP}\\ \hat{\gamma}_{\gamma DP}\end{bmatrix}=\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{W}_{it}\tilde{W}_{it}{}'\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\tilde{W}_{it}\tilde{y}_{it}{}'\right) \quad (10)$$

C. Kao i M. H. Chiang (2000) su pokazali da je asimptotska raspodela ovog estimatora ista kao za ponderisani FMOLS. Prema tome, može se oceniti asimptotska kovarijaciona matrica za $\hat{\beta}_{DP}$ pomoću odgovarajuće submatrice:

$$\hat{V}_{DP}=\hat{w}_{1.2}\hat{M}_{DP}^{-1} \quad (11)$$

gde je

$$\hat{M}_{DP}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{W}_{it}\tilde{W}_{it}{}'\right) \quad (12)$$

a $\hat{w}_{1.2}$ je estimator dugoročne rezidualne varijanse.

U radu će biti provereno da li među posmatranim vremenskim serijama postoji Granger-Ova kauzalnost. Granger-ova uzročnost se može izračunati pomoću bivariantne regresije. U literaturi postoje brojni pristupi za testiranje Granger-ove uzročnosti u panel formatu. Bivarijantne regresije u panelu mogu se prikazati kao:

$$y_{i,t}=\propto_{0,i}+\propto_{1,i}y_{i,t-1}+\ldots+\propto_{k,i}y_{i,t-k}+\\+\beta_{1,i}x_{i,t-1}+\ldots+\beta_{k,i}x_{i,t-k}+\varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$x_{i,t}=\propto_{0,i}+\propto_{1,i}x_{i,t-1}+\ldots+\propto_{k,i}x_{i,t-k}+\\+\beta_{1,i}y_{i,t-1}+\ldots+\beta_{k,i}y_{i,t-k}+\varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

gde *t* predstavlja vremensku dimenziju panela, a *i* dimenziju preseka.

U radu se koristi test uzročnosti u panelu, koji tretira panel podatke kao veliki niz podataka, a zatim na njih primenjuje standardni Granger-ov test uzročnosti. Ovaj metod polazi od pretpostavke da su svi koeficijenti između jedinica preseka jednaki, odnosno

$$\propto_{0,i}=\propto_{0,j}\propto_{1,i}=\propto_{1,j},\ldots,\propto_{l,i}=\propto_{l,j},\dot{A}\forall_{i,j} \quad (15)$$

$$\beta_{1,i}=\beta_{1,j},\ldots,\beta_{l,i}=\beta_{l,j}\dot{A}\forall_{i,j} \quad (16).$$

U radu se, takođe, primenjuje kvantilna regresija da bi se ocenio uticaj realnog efektivnog deviznog kursa i inostrane tražnje na različitim kvantilima uslovne raspodele realnog izvoza perifernih članica EU. Za razliku od većine regresionih modela, koji su povezani sa analizom uslovne srednje vrednosti zavisne varijable, pristup kvantilne regresije modelira kvantile zavisne promenljive prema setu objašnjavajućih varijabli. Originalnu verziju ovog modela su formulisali R. Koenker i Jr. G. Bassett (1978). Na osnovu ove verzije, pomoću kvantile regresije se ocenjuje međuodnos *LogREDK* i *LogBDPEU* regresora i specifičnog kvantila zavisne varijable *LogIZVOZ*.

Empirijski rezultati i diskusija

Rezultati empirijskog istraživanja daju se u ovom odeljku. Deskriptivna statistika promenljivih koje su korišćene u ovom istraživanju daje se u Tabeli 1.

U Tabeli 1 se zapaža da sve varijable imaju pozitivnu vrednost aritmetičke sredine. Neto priliv *SDI* ima najveću vrednost standardne devijacije (1,77), što znači da ova promenljiva ima najveću disperziju vremenske serije. Na osnovu Jarque-Bera statistike za promenljive *IZVOZ* i *SDI*, odbacuje se nulta hipoteza da su ove serije normalno raspodeljene, uz signifikantnost od 1%, kao i za varijablu *REDKUNUTRAŠNJI* na nivou značajnosti od 5%.

Tabela 1 Deskriptivna statistika korišćenih varijabli

	IZVOZ	REDK	BDPEU	SDI	IZVOZNECENE	REDKUNUTRAŠNJI
Aritmetička sredina	4,653465	4,577004	4,606658	0,79379	4,588338	4,574414
Medijana	4,62791	4,58272	4,62055	0,869926	4,59482	4,60151
Maksimalna vrednost	5,456602	4,695925	4,74232	4,391867	4,836537	4,758505
Minimalna vrednost	4,102643	4,435567	4,467057	-6,52287	4,341205	4,349174
Standardna devijacija	0,234566	0,051025	0,076002	1,771955	0,119709	0,104331
Koeficijent asimetrije (Skewness)	0,789082	-0,52615	-0,07498	-1,6292	-0,26081	-0,45401
Koeficijent spljoštenosti (Kurtosis)	4,26359	2,962443	2,27243	8,121833	2,14309	2,21485
Jarque-Bera test statistika	17,03025	4,619845	2,299356	153,5428	4,193246	6,003994
Verovatnoća (odnosi se na JB)	0,0002*	0,099269	0,316739	0,000000*	0,122871	0,049688**
Suma	465,3465	457,7004	460,6658	79,37897	458,8338	457,4414
Suma kvadrata devijacije	5,447095	0,257754	0,571853	310,8428	1,418684	1,077606
Broj posmatranja	100	100	100	100	100	100

Napomene: *p<1%; **p<5%. Deskriptivna statistika svake varijable je izračunata na osnovu logaritmovanih vrednosti.

Izvor: Autor

Koeficijenti asimetrije, sem varijable *IZVOZ*, manji su od nule, tako da je njihova empirijska raspodela asimetrična ulevo. Sistematski rast izvoza tokom vremena čini empirijsku raspodelu ove promenljive asimetričnom udesno. Asimetrija ulevo sugeriše da ostale vremenske serije ispoljavaju tendenciju pada tokom vremena. Koeficijenti spljoštenosti za varijable *IZVOZ* i *SDI* imaju vrednost veću od 3, iz čega se zaključuje da su repovi empirijske raspodele ovih varijabli teži od repova normalne raspodele. Teški repovi su rezultat ekstremnih poremećaja u kretanju vremenske serije, kao što je bila globalna finansijska kriza iz 2007-2009. Koeficijenti spljoštenosti za ostale varijable su manji od 3, pa su repovi raspodele ovih varijabli lakši od repova normalne raspodele.

Za proveru stepena integrisanosti varijabli u panelu primenjeni su sledeću testovu jediničnog korena prve generacije: LLC, IPS, ADF-Fisher Chi-square, PP-Fisher Chi-square and Hadri test. Podaci za sve varijable pokrivaju period 2000-2019. S obzirom na to da se radi o kraćem vremenskom periodu, primenjeno je više testova jediničnog korena da bi se izbegle slabosti koje nastaju usled kraćeg vremenskog horizonta posmatranih serija. Kod svih testova su uključene dve opcije: konstanta i konstanta sa trendom. Jednačina za testiranje je primenjena na nivo i prvu diferencu svake varijable u modelu.

Primenjeni testovi jediničnog korena su pokazali prisustvo jediničnog korena u nivou pojave kod većine panel vremenskih serija, na nivou značajnosti

od 5%. Zatim je sprovedena provera integrisanosti na nivou prve diference, pri čemu je utvrđeno da su sve serije stacionarne, odnosno, njihova integrisanost je reda 1 ((Xt~I(1)). Izuzetak je nekoliko varijabli čiju stacionarnost prve diference nije potvrdio Hadri test. To nije bilo iznenađenje s obzirom na manjkavost Hadri testa, jer na kraćim vremenskim serijama preterano odbacuje nultu hipotezu o stacionarnosti pojave.

Pošto je većina testova jediničnog korena pokazala da su varijable modela integrisane reda 1, pristupljeno je proveri postojanja kointegracije između izvoza i objašnjavajućih varijabli u modelu. Primenjen je Pedroni-jev test kointegracije, a za proveru robustnosti zaključaka korišćeni su Kao test kointegracije i Johansen- Fischer-ov test kointegracije u panelu. Nulta hipoteza Pedroni-jevog i Kao testa je da su reziduali ocenjene kointegracione jednačine nestacionarni, odnosno, da poseduju jedinični koren. U slučaju kad su varijable kointegrisane, reziduali su stacionarni.

Tabela 2 prikazuje rezultate Kao-vih testova kointegracije reziduala u panelu, koji su odbacili nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije za izvoz robe i usluge perifernih zemalja i drugih varijabli na nivou značajnosti od 5%, tako da test potvrđuje postojanje kointegracije.

Prema rezultatima Johansen-Fischer-ovog testa kointegracije u panelu, sažetih u Tabeli 3, može se zaključiti da postoji kointegracija između pet varijabli na nivou statističke značajnosti od 1%. Na osnovu rezultata panel kointegracionih testova, može se zaključiti da u panelu postoji dugoročna ravnotežna veza između izvoza robe i usluga, inostrane tražnje, realnog efektivnog deviznog kursa, stranih direktnih investicija i izvoznih cena.

Za razliku od Kao i Johansen-Fischer-ovog testa kointegracije u panelu, u Pedroni-jevom testu za period 2000-2019, većina statistika (7 od 11, bez determinističke komponente u modelu) ne može da odbaci nultu hipotezu o odsustvu kointegracije na konvencionalnom nivou od 5%.

Tabela 2 Rezultati Kao testa kointegracije reziduala

	t-Statistic*	Prob.
ADF	-1,789289**	0,0368

Napomene: ADF je statistika zasnovana na rezidualima. Nulta hipoteza tvrdi da nema kointegracije. ** Znači da su ocenjeni parametri statistički značajni na nivou od 5%. Automatski izbor docnji je zasnovan na SIC-u sa maksimalnom docnjom od 2, automatskim odabirom propusnog opsega pomoću Newey-West i Bartlett kernelom.

Izvor: Autor

Tabela 3 Johansen-Fischer-ov test kointegracije u panelu (Statistika traga i test maksimalne verodostojnosti)

Hipoteza o broju kointegracionih jednačina	Fischer-ova stat.* (Test statistika traga)	Prob.	Fischer-ova stat.* (Test maksimalne verodostojnosti)	Prob.
Nema	182,8**	0,0000	126,3**	0,0000
Najmanje 1	87,19**	0,0000	57,38**	0,0000
Najmanje 2	39,91**	0,0000	33,31**	0,0002
Najmanje 3	16,80	0,0766	18,86***	0,0421
Najmanje 4	6,285	0,7908	6,285	0,7908

Napomene:
* Verovatnoće (asimptotske p-vrednosti) se izračunavaju korišćenjem asimptotske hi-kvadrat raspodele.
** Statistika testa je značajna na nivou od 1%.
*** Statistika testa je značajna na nivou od 5%. Uključen je linearni deterministički trend.

Izvor: Autor

S obzirom da je većina testova potvrdila postojanje kointegracije, naredni korak je ocena koeficijenata kointegracionog vektora. Pomoću FMOLS i DOLS estimatora, ocenjuje se dugoročna veza između varijabli polaznog modela. Kointegracioni vektor se ocenjuje pomoću fiksnih efekata (Tabela 4).

Većina ocenjenih koeficijenata kointegracione izvozne jednačine je statistički signifikantna na nivou od 1%. Koeficijent uz izvozne volumene sa docnjom, uzet

Tabela 4 Izvozna jednačina perifernih članica - FMOLS i DOLS estimator, period 2000-2019. i potperiod 2009-2019.

	2000–2019		2009–2019	
	FMOLS	DOLS	FMOLS	DOLS
Volumen izvoza - *LogIZVOZ*(-1)	0,96(0,00)	0,96(0,00)	0,84(0,00)	0,84(0,00)
Realni efektivni devizni kurs (*LogREDK*)	-0,80(0,00)	-0,78(0,00)	-0,85(0,00)	-0,87(0,02)
Realni efektivni devizni kurs (*LogREDK*)(-1)	0,60(0,00)	0,61(0,00)	0,39(0,00)	0,40(0,24)
Inostrana tražnja (*LogBDPEU*)	2,25(0,00)	2,26(0,00)	2,09(0,00)	2,07(0,00)
Inostrana tražnja (*LogBDPEU*)(-1)	-2,30(0,00)	-2,33(0,00)	-1,93(0,00)	-1,92(0,00)
Neto priliv SDI (*LogSDI*)	0,00(0,00)	0,01(0,02)	0,00(0,00)	0,00(0,53)
Neto priliv SDI (*LogSDI*)(-1)	0,00 (0,04)	0,00(0,48)	-0,00(0,62)	-0,00(0,04)
Izvozne cene (*LogIZVOZNECENE*)	0,11(0,00)	0,12(0,13)	0,16(0,00)	0,16(0,00)

Napomene: U zagradama je *p* vrednost; Za period 2000-2019, uzorak je prilagođen na 2002-2019. za FMOLS ocenu i na 2001-2019. za DOLS; Metoda za ocenu kointegracione jednačine: Panel FMOLS; Panel metoda: objedinjena ocena; Determinističke komponente kointegracione jednačine: Konstanta (C); Reziduali prve faze koriste heterogene dugoročne koeficijente; Kovarijansa je izračunata korišćenjem podrazumevane metode; Dugoročne ocene kovarijanse (Bartlett kernel, Newey-West fiksni propusni opseg); p-vrednosti su date u zagradama. Metoda za ocenu kointegracione jednačine: Panel DOLS; Deterministička komponenta u kointegracionoj jednačini: Konstanta (C); Dugoročna varijansa (Bartlett kernel, Newey-West fiksni propusni opseg) koja se koristi za kovarijansu.

Izvor: Autor

kao nezavisna varijabla, ima visoku vrednost, što ukazuje na visok stepen inercije u kretanju izvoza robe i usluga perifernih zemalja. Dobijeni rezultati se slažu sa nalazima u literature (Harmsen *et al*, 2011). Dijagnostička provera pokazuje da reziduali ocenjene jednačine ne poseduju autokorelaciju, i da su uglavnom normalno raspodeljeni.

Kao što se moglo očekivati, realni efektivni devizni kurs značajno utiče na izvoz i ima očekivani negativan predznak. Ocenjena vrednost potvrđuje teorijski stav da precenjena vrednost valute deluje destimulativno na izvoz. Stoga, ocenjena vrednost koeficijenta uz realni efektivni devizni kurs sugeriše da potencijalno poboljšanje konkurentnosti može značajno da doprinese povećanju realnog izvoza. Precenjena realna vrednost evra, iz ugla perifernih zemalja, ukazuje na smanjenu troškovnu efikasnost ovih zemalja, usled rasta nadnica i domaćih cena. S obzirom da je devizni kurs egzogena varijabla za sve članice evrozone, rast nadnica i cena u perifernim zemljama, u odnosu na prosek EU, obara njihovu konkurentnost. Ovaj indikator cenovne konkurentnosti znači da izvoz posmatranih zemalja, u znatnoj meri, zavisi od cena, a manje od kvaliteta proizvoda. Međutim, suprotan zaključak se nameće na osnovu ocenjene vrednosti koeficijenta uz izvozne cene. Prema kvantitativnoj vrednosti, ovaj koeficijent je manje značajan u poređenju sa ocenjenom vrednošću koeficijenta uz realni efektivni devizni kurs, ali je on, po oceni FMOLS, statistički signifikantan, kao i koeficijent uz devizni kurs. S obzirom da je znak ispred koeficijenta uz izvozne cene pozitivan, to bi značilo da rast izvoznih cena ne deluje negativno na fizički izvoz robe i usluga perifernih zemalja. Odnosno, da je izvoz perifernih članica više pod uticajem visoko kvalitetnih proizvoda sa velikom dodatom vrednošću (DV), nego pod uticajem cena. Ovaj koeficijent sugeriše da je u procesu prilagođavanja tekućeg računa, u zemljama koje su uključene u panel, stavljen naglasak na strukturno prilagođavanje sadržano u povećanoj ulozi proizvoda veće DV u njihovom ukupnom izvozu.

Međutim, podaci o učešću visokotehnoloških proizvoda u ukupnom izvozu perifernih zemalja

pokazuju da je za većinu njih ovo učešće još uvek nisko (osim Irske). Izvoz prizvoda visoke tehnologije, kao udeo u ukupnom izvozu, za 2018. u Irskoj iznosio je 34,7%, Italiji 7,8%, Portugalu 4,0%, Španiji 5,5% i Grčkoj 4,5% (Eurostat, 2022) uključuju sledeće proizvode: Vazduhoplovstvo, Računari-kancelarijske mašine, Elektronika-telekomunikacije, Farmacija, Naučni instrumenti, Električne mašine, Hemija, Neelektrične mašine, Naoružanje (Ukupan izvoz EU ne uključuje trgovinu unutar EU.). Kako se udeo ovih proizvoda u izvozu povećava, može se očekivati manji uticaj cena na izvoz (Wierts *et al*, 2014). Istovremeno, učešće domaće DV u ukupnom izvozu za zemlje periferije je znatno veće od učešća visokotehnoloških proizvoda u ukupnom izvozu[5]. To znači da najveći deo izvoza perifernih članica evrozone čine proizvodi niže DV, čija je izvozna tražnja osetljiva i na kvalitet i na cene. Nameće se zaključak da su za značajan deo izvoza zemalja periferije važne kako cenovna, tako i dohodovna elastičnost[6]. Međutim, povećanje učešća zemalja u globalnim lancima vrednosti (*Global Value Chain* - GVC) smanjuje elastičnost izvoza po cenama i dohotku[7]. Globalna finansijska kriza 2008-2009, imala je snažan negativan uticaj na učešće GVC-a za zemlje periferije (WTO, 2019), a sličan efekat se može očekivati i nakon krize Kovid-19. Naime, kriza izazvana Kovid-19 dovela je do poremećaja u isporukama u okviru GVC-a, pa nastavak trgovinskih tokova unutar GVC-a zavisi od oporavka svetske privrede i ponašanja zemalja u pogledu principa otvorene trgovine. Skraćivanje lanaca snabdevanja može smanjiti sposobnost zemalja da se specijalizuju u skladu sa dostupnim komparativnim prednostima. Osim toga, jačanje trgovinskog protekcionizma dovelo bi do daljeg smanjenja trgovinskih tokova unutar GVC-a.

Ocenjena vrednost koeficijenta uz varijablu BDPEU, koja je aproksimacija za inostranu tražnju, pokazuje da je uticaj tražnje na nivou EU veoma značajan faktor izvoza zemalja u ovom panelu. S obzirom da su vremenske serije zavisne varijable i varijable koja reprezentuje inostranu tražnju logaritmovane, dobijene vrednosti znače da se realan izvoz robe i usluga (volumeni) perifernih zemalja povećava za 2,25% kada realan BDP EU poraste za 1%. Ocena koeficijenta uz ovu nezavisnu promenljivu je statistički signifikantna na nivou od 1%, kako uz primenu FMOLS, tako i korišćenjem DOLS estimatora, za ceo vremenski interval 2000-2019, kao i za potperiod 2009-2019. To potvrđuje da je realni izvoz robe i usluga perifernih članica evrozone pod snažnim uticajem tražnje na nivou EU. Prema ovim nalazima, može se zaključiti da bi rast tražnje u jezgru evrozone, u periodu posle Kovida-19, podstaknut fiskalnom relaksacijom u tim zemljama, pozitivno uticao na izvoz perifernih članica. Time bi se ublažio teret fiskalnog prilagođavanja i prilagođavanja platnog bilansa u perifernim zemljama.

Kvantitativne ocene koeficijenata, uz varijablu neto priliv SDI, su zanemarljive po vrednosti. Iz ove ocene proizlazi zaključak da neto priliv SDI nema skoro nikakvog uticaja na izvoz robe i usluga perifernih članica. Ovaj nalaz se može povezati sa ocenama iz literature da se preovlađujući deo neto priliva SDI u ove zemlje ostvaruje putem merdžera i akvizicija, i da kao takav ne daje nove podsticaje povećanju izvoza.

Nakon ocene izvozne jednačine, testirani su reziduali. Primenjeni su isti testovi kao i za testiranje jediničnog korena u vremenskim serijama panela. Na osnovu svih testova, može se zaključiti da su dobijeni reziduali stacionarni. Značajno je istaći da su testovi kad kojih se može isključiti konstanta (LLC, ADF Fisher i PP Fisher), potvrdili da su dobijeni reziduali stacionarni na nivou značajnosti od 1% u slučaju kad se izostavi konstanta. Ovaj postupak je uobičajen kod provere stacionarnosti reziduala. Dobijeni rezultati su potvrdili da su posmatrane varijable u ovom panelu kointegrisane. Stoga, primenjeni model je potvrdio da izabrane varijable značajno utiču na kretanje izvoza robe i usluga perifernih zemalja evrozone.

Da bi se proverila robustnost ocenjenih koeficijenata, u kointegracionu jednačinu su uvedene dve nove varijable: veštačka promenljiva (*VEŠTAČKAV*) i realni efektivni devizni kurs za domaća dobra (*LogREDKUNUTRAŠNJI*). U Tabeli 5 su prezentirani ocenjeni koeficijenti u proširenoj izvoznoj jednačini. Ocene su dobijene pomoću FMOLS i DOLS estimatora.

Ocene kointegracione jednačine pomoću FMOLS i DOLS estimatora date su u Tabeli 5, kolona 1. U izvoznu jednačinu zatim su uključene još dve

Tabela 5 Provera robustnosti modela za period 2000-2019, - ocenjeni koeficijenti pomoću FMOLS i DOLS estimatora

Promenljiva		1	2	3
Volumen izvoza - *LogIZVOZ*(-1)	FMOLS	0,96***	0,96***	0,95***
	DOLS	0,96***	0,96***	0,95***
Realni efektivni devizni kurs (*LogREDK*)	FMOLS	-0,80***	-0,77***	-0,81***
	DOLS	-0,78**	-0,75**	-0,80***
Realni efektivni devizni kurs (*LogREDK*)(-1)	FMOLS	0,60***	0,61***	0,58***
	DOLS	0,61**	0,60***	0,60***
Inostrana tražnja (*LogBDPEU*)	FMOLS	2,25***	2,31***	2,35***
	DOLS	2,26***	2,30***	2,34***
Inostrana tražnja (*LogBDPEU*)(-1)	FMOLS	-2,30***	-2,39***	-2,36***
	DOLS	-2,33***	-2,37***	-2,33***
Neto priliv SDI (*LogSDI*)	FMOLS	0,01***	0,01***	0,01***
	DOLS	0,01**	0,01**	0,01**
Neto priliv SDI (*LogSDI*)(-1)	FMOLS	0,00**	0,00***	-0,00***
	DOLS	0,00****	0,02****	0,00****
Izvozne cene (*LogIZVOZNECENE*)	FMOLS	0,11***	0,11***	-0,02****
	DOLS	0,11****	0,11****	-0,01****
VEŠTAČKAV	FMOLS		0,00****	-0,01****
	DOLS		0,00****	0,01****
REDK za nerazmenljive proizvode (*LogREDKUNUTRAŠNJI*)	FMOLS			0,12****
	DOLS			0,10****

Napomena: *** Nivo značajnosti od 1%. ** Nivo značajnosti od 5%. * Nivo značajnosti od 10%. **** Koeficijent nije statistički signifikantan. Panel metoda: Ponderisana (Pooled) ocena.

Izvor: Autor

varijable, *VEŠTAČKAV* i REDK za nerazmenljiva dobra. Ocene izvozne jednačine koja uključuje dve dodatne varijable date su u kolonama 2 i 3 Tabele 5. Uvođenjem dve nove varijable trebalo je proveriti prilagođenost ocenjenog modela. Skoro svi koeficijenti ocenjeni pomoću estimatora FMOLS su statistički signifikantni, uglavnom na nivou od 1%. Koeficijent uz varijablu *REDKUNUTRAŠNJI*, ocenjen pomoću FMOLS i DOLS estimatora, nije statistički signifikantan. Na osnovu ocenjene izvozne jednačine, nakon uvođenja kontrolnih varijabli, potvrđena je adekvatnost polaznog modela.

Treba istaći da između realnog efektivnog deviznog kursa, koji se odnosi na nerazmenljiva (unutrašnja) dobra i realnog izvoza zemalja u našem panelu, postoji međuzavisnost. Na to ukazuje Granger-ov test uzročnosti (Tabela 6).

U Tabeli 6 se zapaža jednostrana Granger-ova uzročnost od *LogREDKUNUTRAŠNJI* prema *LogIZVOZ*. Ovaj rezultat indikativno ukazuje na mogućnost povećanja izvoza perifernih zemalja sa porastom njihove konkurentnosti. Zapravo, sa porastom konkurentnosti raste mogućnost da se deo proizvoda, koji se prodaju na domaćem tržištu

Tabela 6 Granger-ov test uzročnosti za periferne članice evrozone, u periodu 2000-2019.

Nulta hipoteza	Pos.	Docnja	F-Statist-	Ver. p
LogREDKUNUTRAŠNJI ne uzrokuje *LogIZVOZ*	90	2	2,78117	0,0676
LogIZVOZ ne uzrokuje *LogREDKUNUTRAŠNJI*	90	2	0,23230	0,7932

Izvor: Autor

perifernih zemalja, preusmeri u izvoz. To bi moglo pozitivno da utiče na tekući račun ovih zemalja.

Pomoću kvantilne regresije ocenjen je uticaj realnog efektivnog deviznog kursa i strane tražnje na različitim tačkama uslovne raspodele realnog izvoza robe i usluga, kao zavisne promenljive, za period 2000-2019 (Tabela 7). Uticaj *logREDK* i *logBDPEU* varira duž uslovne raspodele volumena izvoza. Ocenjeni koeficijeneti su statistički signifikantni, izuzev za kvantile 0.10 i 0.25 za *logREDK*.

U empirijskom modelu, u Tabeli 7, prvo je ocenjena veza između izvoza, *LogREDK* i *LogBDPEU* pomoću metoda najmanjih kvadrata u panelu. Rezultati su dati u koloni 1 Tabele 6. Pomoću metoda najmanjih kvadrata ocenjena je veza između realnog izvoza kao zavisne varijable i *LogREDK* i *LogBDPEU* kao nezavisnih varijabli. Ocena nije povezana sa odgovarajućom tačkom distribucije zavisne varijable. Dobijeni koeficijenti su statistički signifikantni i sa značajnom vrednošću. Da bi se sagledao uticaj nezavisnih varijabli na različite tačke uslovne raspodele izvoza kao zavisne promenljive, primenjena je kvantilna regresija sa pet kvantila, odnosno, kvantili 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, i 0,90. Rezultati su dati u kolonama 2-6 Tabele 7.

Vrednosti ocenjenih koeficijenata variraju u zavisnosti od izabranog kvantila. Svi koeficijenti ocenjeni pomoću panel metoda najmanjih kavdrata su statistički signifikantni na nivou od 1%. Kod kvantilne regresije, statistička signifikantnost ocenjenih koeficijenata varira između regresija za različite kvantile. Ocenjeni koeficijenti za *LogREDK* su statistički signifikantni na nivou od 1% za gornje kvantile: 0,5, 0,75, i 0,90, dok su koeficijenti za *LogBDPEU* statistički signifikantni na nivou od 1% za sve kvantile. Negativna vrednost ocenjenih koeficijenata za *LogREDK* se povećava prema višim nivoima raspodele izvoza kao zavisne promenljive, što svedoči o rastućem uticaju ove promenljive na izvoz na višim tačkama uslovne raspodele izvoza.

Numerička vrednost ocenjenih koeficijenta za *LogBDPEU* je visoka i varira između izvoznih kvantila.

Tabela 7 Ocena izvozne jednačine - kvantilna regresija (2000-2019)

Nezavisne promenljive	Panel ocena najmanjih kvadr.	Ocena kvantilne regresije				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	-3,437(0,002)	-6,955 (0,000)	-4,364 (0,006)	-3,264 (0,024)	-1,671 (0,512)	1,158 (0,601)
LogREDK	-1,021 (0,000)	-0,144 (0,5668)	-0,337 (0,2344)	-1,024 (0,010)	-1,443 (0,016)	-2,077 (0,000)
LogBDPEU	2,771 (0,000)	2,635 (0,000)	2,2784 (0,000)	2,733 (0,000)	2,819 (0,000)	2,849 (0,000)
Broj slučajeva	100	100	100	100	100	100
R^2	0,808					
Pseudo R^2		0,5692	0,581	0,582	0,596	0,655

Napomene: 1) Verovatnoća p u zagradama; 2) Kvantilna regresija uključuje: Huber-Sandvič standardne greške i kovarijansu, Metod retkosti: Kernel (Epanečnikov) koristeći reziduale, Bandwidth metod: Hall-Sheather, (bw=0,074542 za kvantil 0,1; 0,14497 za kvantil 0,25; 0,20932 za medijanu); Ocena uspešno identifikuje jedinstveno optimalno rešenje.

Izvor: Autor

Uticaj strane tražnje na realni izvoz zemalja u panelu je, prema ovim ocenama, konstantno jak, nezavisno od tačke uslovne raspodele izvoza. Ovaj uticaj, u slučaju deviznog kursa, se pojačava od najnižih prema najvišim kvantilima, i pokazuje da realno precenjena vrednost evra sve više nepovoljno deluje na izvoz kako se on povećava. Apresijacija realnog efektivnog deviznog kursa nastaje kada je rast cena u jednoj članici evrozone veći od rasta cena u drugim članicama (inflacioni diferencijali). U tom slučaju, izvoz članice sa višom inflacijom može biti skuplji od izvoza ostalih članica, što dovodi do gubitka izvozne konkurentnosti. Ovo potvrđuje nalaze u literaturi da je evro, kao zajednička valuta perifernih zemalja sa slabijom konkurentnošću i jezgrom sa jačim performansama, doveo do precenjenog kursa za periferne zemlje i potcenjenog kursa za zemlje jezgra. Kao rezultat toga, javljaju se efekti redistribucije u trgovini između članica evrozone (Perotti & Soons, 2019). Dakle, nalazi naše kvantilne analize potvrđuju ranije ocene izvedene iz panel analize izvoznog vektora perifernih zemalja.

ZAKLJUČAK

Ovaj rad je ispitivao povezanost izvoza robe i usluga perifernih članica eurozone sa realnim efektivnim deviznim kursom, inostranom tražnjom, stranim direktnim investicijama i izvoznim cenama. Na osnovu empirijskih istraživanja, potvrđena je polazna hipoteza da je cenovna konkurentnost važan faktor izvoza perifernih članica evrozone. Zapravo, nalazi u radu potvrđuju tezu da precenjen realni efektivni devizni kurs perifernih zemalja, usled rasta nadnica i cena u tim zemljama, smanjuje njihovu konkurentnost (ove zemlje ne mogu da utiču na nominalnu vrednost evra, jer su se prihvatanjem evra kao zajedničke valute odrekle autonomije politike deviznog kursa). To se direktno odražava na robni izvoz, tako da su ove zemlje morale da pristupe procesu usklađivanja, kako bi svoj trgovinski deficit i deficit tekućeg računa smanjile i dovele u ravan održivosti.

Empirijski nalazi u radu su, takođe, potvrdili snažan uticaj tražnje u ostalim članicama EU na realan izvoz robe i usluga perifernih zemalja. Ocenjeni koeficijenti kointegracionog vektora pokazuju da, sa porastom BDP EU za 1%, realni izvoz periferenih članica se uvećava oko 2,25%. Ovaj nalaz svedoči o naglašenom značaju privrednog rasta u EU za izvoz perifernih članica. Oživljavanje privredne aktivnosti širom EU otvara mogućnosti za dinamičan rast realnog izvoza robe i usluga perifernih članica. Time je potvrđena polazna istraživačka hipoteza da izvozna tražnja ostalih članica EU značajno utiče na izvoz perifernih članica.

U radu je ocenjen i uticaj izvoznih cena na izvoz perifernih članica. Ocenjeni koeficijent za ovu varijablu nosi neočekivano pozitivan predznak, što znači da je rast cena izvezene robe praćen povećanjem izvoza. Iako je ovo u suprotnosti sa uobičajenom teorijskom pretpostavkom, po kojoj povećanje izvoznih cena u stranoj valuti dovodi do smanjenja izvozne konkurentnosti i pada obima izvoza, dobijeni nalazi zahtevaju analizu strukture izvoza. Naime, ovi nalazi se mogu dovesti u vezu sa promenama robne strukture izvoza perifernih članica do kojih je došlo u procesu usklađivanja njihovog tekućeg računa, u periodu nakon izbijanja finansijske krize 2008. Ove promene karakteriše povećanje udela proizvoda veće DV u ukupnom izvozu, iako je ovo učešće još uvek malo. Na povećanje obima izvoza ovih proizvoda više utiče rast inostrane tražnje nego cene ovih proizvoda (dohodna elastičnost izvoza je veća od cenovne elastičnosti). Reforma tržišta rada (smanjenje nominalnih zarada, preusmeravanje rada u izvozne sektore), povećanje fleksibilnosti nadnica i cena, kao i strukturne promene u izvozu ka povećanju udela tehnološki intenzivnih proizvoda, mogu doprineti povećanju realnog izvoza perifernih članica. Preusmeravanje resursa iz sektora nerazmenljivih dobara u sektor razmenljivih proizvoda podrazumeva smanjivanje jediničnih troškova rada, usled pada domaće tražnje i porasta nezaposlenosti. Da bi se postiglo povećanje izvoza, nadnice u sektorima razmenljivih proizvoda trebaju da se smanje. Ti su proizvodi onda jeftiniji upoređeno sa cenama konkurenata na svetskom tržištu. Zemlje evrozone sa velikim deficitima tekućeg računa su, u procesu prilagođavanja tekućeg računa posle izbijanja finansijske krize 2008, znatno smanjile jednične

troškove rada u odnosu na glavne trgovinske partnere. Relativne cene, zbog većih marži profita, smanjene su u manjem stepenu nego jedinični troškovi rada (Kang & Shambaugh, 2014, 21). Smanjenje trgovinskog deficita u budućnosti je poželjan kanal za smanjenje deficita tekućeg računa.

Na osnovu ocenjene jednačine izvoza, zaključuje se da je cenovna konkurentnost i dalje značajan faktor izvoza perifernih članica, ali da se uticaj ovog faktora smanjuje sa povećanjem učešća izvoza proizvoda visoke tehnologije u ukupnom izvozu. Međutim, na izvozne performanse perifernih zemalja utiče i izvozna tražnja drugih članica EU, a ovaj faktor je važniji od cenovne konkurentnosti. Ovi rezultati potvrđuju nalaze P. Wierts *et al* (2014) da struktura izvoza značajano utiče na vrednost izvoza.

Istraživanja u ovom radu su potvrdila teorijsku pretpostavku da odustajanje od autonomije monetarne politike i autonomije deviznog kursa može dovesti do teškoća usled asimetričnih efekata eksternih poremećaja na zemlje unutar monetarnog područja. Da bi se to izbeglo, potrebno je da postoji strukturna usklađenost i visok stepen međusobne trgovine članica monetarnog područja sa jedinstvenom valutom. Privrede perifernih (ekonomski slabijih) članica evrozone su, zbog nemogućnosti korišćenja deviznog kursa, bile primorane da primene rigoroznije mere smanjivanja realnih nadnica, kako bi preusmerile robu u izvoz i tekući račun dovele u ravnotežu.

Najznačajniji rezultati empirijskog istraživanja u ovom radu su:

- Rast tražnje na nivou EU je snažan pokretač izvoza perifernih članica evrozone. Usporavanje privrednog rasta umanjuje izvozne mogućnosti ne samo perifernih članica evrozone, već i ostalih izvoznica, na tržište EU. Ovaj nalaz se odnosi i na zemlje kojima je EU najveći trgovinski partner, kao što je to slučaj Republike Srbije. Globalni lanci isporuka mogu biti amortizer u slučaju pada globalne tražnje kod vodećih trgovinskih partnera.
- Apresijacija realnog efektivnog deviznog kursa perifernih članica deluje destimulativno na njihov izvoz. U stanje precenjenog kursa, periferne članice su dospele zbog rasta domaćih cena i nadnica u odnosu na članice jezgra evrozone. Ovaj nalaz je u skladu sa teorijskim pretpostavkama o uticaju apresijacije realnog efektivnog deviznog kursa na izvoz. Dobijeni rezultat je posebno značajan i za zemlje Zapadnog Balkana, kod kojih je važna i cenovna elastičnost izvozne tražnje.
- Pozitivan uticaj rasta izvoznih cena na izvoz perifernih članica pokazuje da porast udela proizvoda veće DV u izvozu vodi realnom povećanju izvoza. Tražnja za ovim proizvodima, posebno u slučaju kad su oni zastupljeni u globalnim lancima isporuka, je stabilnija i olakšava postizanje ravnoteže u tekućem računu zemlje. Ovaj nalaz je, takođe, značajan za kreatore ekonomske politike u Republici Srbiji, jer nosi poruku da je potrebno usmeravati SDI u sektore gde se realizuje proizvodnja veće DV namenjena izvozu. Veća integrisanost u regionalne lance stvaranja vrednosti otvara mogućnosti za manju kolebljivost realnog izvoza.

Ograničenje analize je kratak vremenski horizont, što umanjuje kvalitet ekonometrijskih ocena. Pored toga, fokus analize je na ponašanju agregatnog izvoza. Ovaj pristup je relevantan za makroekonomsku analizu (kao što je odgovor ukupnog izvoza na promene realnog efektivnog deviznog kursa), ali nije pogodan za analizu ponašanja pojedinih sektora u privredi. Pored toga, indeks potrošačkih cena, koji se koristi za izračunavanje realnog efektivnog deviznog kursa, uključuje i cene robe koja nije predmet trgovine. Nominalni efektivni kurs prilagođen promeni cena izvozne robe omogućio bi precizniju analizu uticaja realnog efektivnog deviznog kursa na izvoz perifernih članica. Takođe, budući istraživački napori treba da se fokusiraju na odvajanje uticaja izvoznih faktora na veći izvoz proizvoda veće DV od uticaja na izvoz proizvoda manje DV.

ENDNOTE

1 Pad realnog efektivnog deviznog kursa Irske i Grčke, u periodu nakon 2008, bio je veći nego u ostalim perifernim članicama (prema podacima EUROSTAT-a). Smanjenjem zarada i cena, dve zemlje su značajno unapredile izvoznu konkurentnost i smanjile deficit tekućeg računa.

2 Bazama podataka je pristupljeno 5. februara 2021.

3 Panel od 42 zemlje uključuje: zemlje članice EU-28 i 14 drugih industrijskih zemalja - Australiju, Kanadu, Sjedinjene Države, Japan, Norvešku, Novi Zeland, Meksiko, Švajcarsku, Tursku, Rusiju, Kinu, Brazil, Južnu Koreju i Hong Kong.

4 Strane kompanije u Irskoj su imale snažnu izvoznu orijentaciju i uglavnom su bile locirane u sektorima visokih tehnologija. Potpuniju analizu SDI u Irskoj dali su F. Barry i J. Bradley (1997).

5 Učešće domaće DV u ukupnom izvozu u 2016, za zemlje periferije, iznosilo je: Irska - 58%, Portugal - 72%, Grčka - 76%, Španija - 77% i Italija - 78%. (Retrieved Maj 6, 2021, from https://data.oecd.org/trade/domestic-value-added-in-gross-ekports.htm)

6 Na trgovinsku elastičnost (izvoz prema BDP-u) značajno utiču promene u strukturi uvozne tražnje i ciklični faktori.

7 Učešće Irske u GVC-u, mereno kao procenat učešća domaće DV koja je poslata u GVC i strane DV iz GVC-a u ukupnom bruto izvozu, u 2015, dostiglo je 52,4% (40,2% je povratno i 12,3% učešće unapred), u Italiji - 40,8%, u Grčkoj - 40,3%, u Portugalu - 43,9%, u Španiji -40,3% (Retrieved Maj 6, 2021, from https://vvv.vto.org/english/res_e/statis_e/mivi_e/countriprofiles_e.htm).

REFERENCE

Barry, F., & Bradley, J. (1997). FDI and trade: The Irish host country experience. *The Economic Journal, 107*(445), 1798-1811. doi:10.1111/j.1468-0297.1997.tb00083.x

Baumann, U., & di Mauro, F. (2007). Globalization and Euro Area trade interactions and challenges. *ECB Occasional Paper Series No. 55*. Frankfurt: European Central Bank.

Bobeica, E., Soares, E. P., Rua, A. & Staehr, K. (2014). Exports and domestic demand pressure: A dynamic panel data model for the euro area countries. *Working Paper Series No. 1777*. European Central Bank.

Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics Vol. 15* (pp. 161-177). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi.10.1016/S0731-9053(00)15006-6

Ca' Zorzi, M., & Schnatz, B. (2007). Explaining and forecasting Euro area exports which competitiveness indicator performs best? *Working Paper Series No. 833*, Frankfurt: European Central Bank.

Campos, F. N., & Macchiarelli, C. (2021). The dynamics of core and periphery in the European monetary union: A new approach. *Journal of International Money and Finance, 112*(C). doi.10.1016/j.jimonfin.2020.102325

Chen, R., Milesi-Ferretti, G. M., & Tressel, T. (2012). External imbalances in the Euro area. *Working Paper No. 12/236*. Washington, DC: Inaternational Monetary Fund.

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance 20(2),* 249-272. doi.10.1016/S0261-5606(00)00048-6

Christodoulopoulou, S., & Tkačevs, O. (2014). Measuring the effectiveness of cost and price competitiveness in external rebalancing of euro area countries. What do alternative HCIS tell us? *Working paper series No. 1736*. Frankfurt: European Central Bank.

Comunale, M., & Hessel, J. (2014). Current account imbalances in the Euro area: Competitiveness or financial cycle? *DNB Working Paper No. 443*. Amsterdam: The Nederlandsche Bank.

Darvas, Z. (2012). Intra-Euro rebalancing is inevitable but insufficient. *Bruegel Policy Contributions, 15*, 1-12.

De Grauwe, P (2018). *The Economics of Monetary Unions*. New York, NY: Oxford, Oxford University Press.

Delgado-Télez, M., Moral-Benito, E., & Viani, F. (2020). An anatomy of the Spanish current account adjustment the role of permanent and transitory factors. *SERIEs 11*, 501-529. doi:10.1007/s13209-020-00220-6

Dooley, N. (2018). *The European Periphery and the Eurozone Crisis: Capitalist Diversity and Europeanisation*. London, UK: Routledge.

European Central Bank (ECB). (2012). Competitiveness and external imbalances within the euro area. *Occasional Paper Series No. 139*. Frankfurt: European Central Bank.

Efstathiou, K., & Wolff, G. B. (2017). *How export growth achieved adjustment of massive trade deficits in the euro area*. Retrieved April 12, 2021, from http://crisisobs.gr/en/2017/06/export-growth-achieved-adjustment-massive-trade-deficits-euro-area/

Éltető, A. (2018). Foreign trade of goods and services of the peripheral regions - Characteristics and tendencies after the crisis. In A. Éltető (Ed.). *Export influencing factors in the Iberian Baltic and Visegrád regions* (pp. 112-143). Budapest, HU: Institute of World Economics Centre for Economic and Regional Studies Hungarian Academy of Sciences.

Engle, R. F., & Granger, C. F. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, *55*(2), 251-276.

EUROSTAT. (2022). *Aggregation of products by SITC Rev.4*. Retrieved April 21, 2022, from https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/htec_esms_an5.pdf

Gabrisch, H., & Staehr, K. (2012). The euro plus pact: Competitiveness and external capital flows in the EU countries. *Working Paper Series No. 5/2012*. Frankfurt: European Central Bank.

Gaulier, G., & Vicard, V. (2012). Current account imbalances in the euro area competitiveness or demand shock? *Quarterly selection of articles - Bulletin de la Banque de France*, *27*, 5-26.

Gräbner, C., Heimberger, Ph., Kepeller, J., & Schüz, B. (2020). Is the Eurozone disintegrating? Macroeconomic divergence, structural polarisation, trade and fragility. *Cambridge Journal of Economics, 44(3), 647-669.* doi:10.1093/cje/bez059

Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, *3*(2), 148-161. doi.10.1111/1368-423X.00043

Harmsen, R., Turunen, J., & Bayoumi, T. (2011). Euro area export performance and competitiveness. *IMF Working Paper No. 2011/140*. Washington, DC: Inaternational Monetary Fund.

Im, K. S., Pesaran, M., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, *115*(1), 53-74. doi.10.1016/S0304-4076(03)00092-7

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, *59*(6), 1551-1580. doi.10.2307/2938278

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, *90*(1), 1-44. doi.10.1016/S0304-4076(98)00023-2

Kao, C., & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics, Vol 15* (pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi.10.1016/S0731-9053(00)15007-8

Kang, J. S., & Shambaugh, J. C. (2014). Progress towards external adjustment in the euro area periphery and the Baltics. *Working Paper 14/131*. Washington, DC: International Monetary Fund.

Koenker, R., & Bassett, Jr. G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, *46*(1), 33-50. doi.10.2307/1913643

Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2012). External adjustment and the global crisis. *Journal of International Economics*, *88*(2), 252-265. doi:10.1016/j.jinteco.2011.12.013

Levin, A., Lin, Ch. F., & Chu, Ch. Sh. J. (2002). Unit root tests in panel data asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1-24. doi.10.1016/S0304-4076(01)00098-7

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of panel data unit root tests and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 631-652. doi.10.1111/1468-0084.0610s1631

Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *65*(5), 655-680. doi.10.1111/j.1468-0084.2003.00066.x

Matthes, J. (2014). Ten misconceptions about current account imbalances in the euro area. *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, *49*(3), 160-169. doi:10.1007/s10272-014-0496-9

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 653-670. doi.1111/1468-0084.0610s1653

Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. Carter Hill (Eds.). *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels - Advances in Econometrics, Vol 15* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited, Bingley. doi.10.1016/S0731-9053(00)15007-8

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an applications to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, *20*(3), 597-625. doi:10.1017/S0266466604203073

Perotti, E. C., & Soons, O. (2019). The political economy of a diverse monetary union. *CEPR Discussion Paper No DP13987*.

Phillips, P. C. B., & Moon, R. H. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, *67*(5),1057-1111. doi.10.1111/1468-0262.00070

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, *57*(1), 99-125. doi.10.2307/2297545

Ruscher, E., & Wolff, G. B. (2009). External rebalancing is not just an exporters' story Real exchange rates the nontradable sector and the euro. *European Economy - Economic Papers 375*. Brussels: European Commission.

Sinn, H. (2014). Austerity growth and inflation remarks on the eurozone's unresolved competitiveness problem. *The World Economy*, *37*(1), 1-13. doi.10.1111/twec.12130

Stock, J. H., & Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, *61*(4), 783-820. doi.10.2307/2951763

Storm, S., & Naastepad, C. W. M. (2015). Europe's hunger games income distribution cost competitiveness and crisis. *Cambridge Journal of Economics*, *39*(3), 959-986. doi.10.1093/cje/beu037

Tressel, T., & Wang, Sh. (2014). Rebalancing in the euro area and cyclicality of current account adjustments. *Working Paper No. 130*. Washington, DC: Inaternational Monetary Fund.

Wierts, P., van Kerkhoff, H., & de Haan, J. (2014). Composition of exports and export performance of eurozone countries. *Journal of Common Market Studies*, *52*(4), 928-941. doi.10.1111/jcms.12114

World Trade Organization (WTO). (2019). *Global value chain development report 2019: Technological innovation, supply chain trade, and workers in a globalized world*. World Bank, World Trade Organization.

Wyplosz, C. (2013). Europe's quest for fiscal discipline. *European Economy - Economic Papers 498*. Brussels: European Commission.

Zwick, Ch. (2018). On the origin of current account deficits in the Euro area periphery: A DSGE perspective. *Graz Economics Papers - EP 02-2018*. Graz, AT: University of Graz, Department of Economics.

Primljeno 21. jula 2022,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 24. novembra 2022.
Elektromska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Radovan Kovačević je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Beogradu, gde izvodi nastavu na nastavnim predmetima Ekonomski odnosi Srbije sa inostranstvom i Međunarodne finansije, na osnovnim studijama, i na nekoliko nastavnih predmeta na master i doktorskim studijama. Doktorirao je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Glavne oblasti naučno-istraživačkog interesovanja su: teorija i praksa deviznih kurseva, strane direktne investicije, platni bilans i međunarodno tržište kapitala.

THE EXPORT PERFORMANCE AND COMPETITIVENESS OF THE EURO AREA'S PERIPHERY

Radovan Kovacevic

University of Belgrade, Faculty of Economics, Belgrade, The Republic of Serbia

This paper examines the impact of the selected factors on the real exports of goods and services in the several euro area (the eurozone) peripheral economies. There are five countries in the sample (Italy, Spain, Portugal, Ireland, and Greece). The time period from 2000 to 2019 is considered. The research is aimed at providing robust estimates of the long-term relationship between the real exports of these countries and the selected explanatory variables using panel data analysis. The coefficients of the cointegration export equation were estimated using the FMOLS and DOLS estimators. Using the FMOLS estimator, the estimated coefficient of the real effective exchange rate is negative (-0.80) and of the variable foreign demand is positive (2.25). The coefficient of the real effective exchange rate confirms the fact that, from the point of view of the eurozone peripheral members, the overestimated real value of the euro has a disincentive effect on their real exports. The estimated coefficient of foreign demand suggests that the real export of goods and services (volumes) of the eurozone peripheral members increases by 2.25% when the real GDP of the EU increases by 1%. The real export elasticity of the eurozone periphery countries is higher for foreign demand (income elasticity) than for relative price changes (price elasticity). Reductions in wages and prices in peripheral countries have led to redistributive effects in favor of the core.

Keywords: export, real effective exchange rate, foreign demand, net FDI inflow, cointegration, exports equation

JEL Classification: E32, F32, F41, F44

Ekonomski horizonti, Septembar - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 263 - 280
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Original scientific paper
UDC: 330.362(669.1)
doi:10.5937/ekonhor2203263A

MODELLING SECTORAL SENSITIVITY TO MACROECONOMIC SHOCKS: EVIDENCE FROM NIGERIA

Joshua Adeyemi Afolabi[1], Blessing Ufuoma Olanrewaju[1*] and Wasiu Adekunle[2]

[1]Nigeria Institute of Social and Economic Research, Ibadan, Nigeria
[2]Nigeria Economic Summit Group, Lagos, Nigeria

The Nigerian economy has been repeatedly hit by macroeconomic shocks, primarily owing to its over-reliance on crude oil and poor resource management. Given the limited resilience capacity of Nigeria's economic sectors, this study examined the sensitivity of these sectors to macroeconomic shocks using the Vector Autoregression (VAR) and the Vector Error Correction (VEC) models in whose frameworks the study was carried out for the period between 2010Q1 and 2021Q4. The findings revealed the high responsiveness of the services and agricultural sectors to fiscal shocks, as well as the high sensitivity of the industrial sector to interest rate shocks. Also, the services sector was found to be more resilient to oil price shocks than the other sectors. Therefore, this study advocates for developing strategies to boost sectoral productivity and skillfully blend the fiscal and monetary policies so as to cushion the effects of macroeconomic shocks. Overall, this study provides the evidence of the sectoral effects of macroeconomic shocks in Nigeria.

Keywords: macroeconomic shocks, vector autoregression, vector error correction, industrial sector, agricultural sector, service sector

JEL Classification: C22, E23, E52, E62

INTRODUCTION

Macroeconomic shocks are inevitable given the rising pace of globalization and economic interrelations among countries. These shocks may engender erratic fluctuations in aggregate supply or demand and thus calls for immediate policy responses (Gajic, 2012). The effects of shocks on macroeconomic stability largely depend on the nature of the shock (positive or negative), the degree of vulnerability to external shocks and the efficiency level of the economy (Bodunrin, 2016). The Nigerian economy has witnessed various macroeconomic shocks over the years. Oil price shocks, however, remain the most dominant given the over-reliance of the economy on oil revenue and the exogenously determined oil price, which is subject to the dynamics of the market forces in the global oil market (Ogunjimi, 2020a; 2020b). The effect of these shocks is evident in the macroeconomic

* *Correspondence to:* B. U. Olanrewaju, Nigeria Institute of Social and Economic Research, Ibadan, Nigeria; e-mail: blessed.ufuoma@gmail.com

instability characterized by a rising inflation, exchange rate fluctuations, a rising unemployment rate, income inequality, dwindling government revenue and persistent poverty. Consequently, in a bid to ameliorate the adverse effects of oil price shocks on the economy, the Nigerian government has embarked on various policy responses, but the problems still linger.

According to the Central Bank of Nigeria (2021), Nigeria has had to grapple with the two episodes of economic recession in five years (namely those in 2016 and 2020). While the 2016 economic recession was partly a result of the oil price slump in the international market, the 2020 episode was due to both the Russia-Saudi Arabia oil price war and the COVID-19 pandemic (Adeoti & Gbadebo-Smith, 2020). The twin shock to the Nigerian economy was so severe that the price of crude oil, Nigeria's main source of foreign exchange, nosedived to US$30/barrel as against the benchmark of US$57/barrel proposed in the 2020 Nigerian budget. This led to a downward revision of the crude oil benchmark to US$28/barrel in order to make the budget implementation more effective, even though it limited the government's capacity to perform its fiscal responsibilities (Ozili, 2020). It seems as though Nigeria's economic fortune and fiscal policy are determined by the dynamics of the oil price in the international market as changes in oil prices lead to the execution of either a contractionary or expansionary fiscal policy (Aminu & Ogunjimi, 2019; Afolabi & Ogunjimi, 2020).

Moreover, the twin shocks of 2020 had a multifaceted impact on the Nigerian economy, affecting almost every sector of the Nigerian economy. Specifically, the agricultural, industrial, manufacturing, education, transportation, arts, entertainment and recreation sectors were badly hit, with only a few services sectors, such as the information technology sector, thriving (Afolabi & Oji, 2021; Olanrewaju & Afolabi, 2022). These adverse effects may be linked to the economy's weak resilience to shocks, weak institutions and a poor productive base coupled with poor resource management. The persistence of these problems could further weaken Nigeria's capability of effectively absorbing future shocks and addressing macroeconomic instability. However, with the right policy framework and the right implementation strategy, Nigeria can build a bulwark against future macroeconomic and health shocks.

Based on the foregoing, it is imperative to examine the sensitivity of the various sectors of the Nigerian economy to macroeconomic shocks relating to oil price fluctuations and policy shifts, with a view to suggesting measures to become resilient against future shocks. Previous studies focused on the effects of shocks on one or two sectors only (Oyelami & Olomola, 2016; Obi, Awujola & Ogwuche, 2016; Onyimadu, 2019), simultaneously ignoring the inter-linkages among the sectors. Evidence abounds that oil price shocks have far-reaching effects on more than one economic sector (Aminu & Ogunjimi, 2019). To this end, the primary objective of the study implies the investigation of the degree of the sensitivity of all the sectors of the Nigerian economy to various macroeconomic shocks so as to arm policymakers with the requisite tools required to boost the resilience of Nigeria's economic sectors against subsequent shocks.

Taking into consideration the objective of this study, the impulse response function and variance decomposition mechanisms of the Vector Autoregression (VAR) and Vector Error Correction (VEC) models are used to test the following hypotheses:

H1: The Nigerian agricultural, industrial and service sectors are unresponsive to fiscal shocks.

H2: The Nigerian agricultural, industrial and service sectors are insensitive to monetary shocks.

H3: The Nigerian agricultural, industrial and service sectors are unresponsive to external shocks.

The remaining part of this paper is sectioned as follows: Section 2 reviews the empirical literature, while Section 3 describes the sectoral and export structures of the Nigerian economy; Section 4 discusses the methodology adopted in this study and Section 5 contains the results and discussion;

Section 6 presents the conclusion and the policy recommendations based on the findings of the study.

LITERATURE REVIEW

A number of the empirical pieces of evidence of the effect of macroeconomic shocks are documented in the literature. However, there is a lack of consensus on the magnitude, direction and effect of macroeconomic shocks on the economy as the empirical evidence is mixed. G. Bäurle and E. Steiner (2015) assessed the resilience of the Swiss productive sectors to monetary and external shocks using the structural dynamic factor model. Their result showed that monetary and external shocks had partial transmission to the productive sectors and their effects varied across those sectors. On the other hand, R. M. Campos-Vazquez (2010) examined the labor market effects of macroeconomic shocks in Mexico. The result showed that the macroeconomic shocks aggravated youth unemployment, rendered unskilled labor jobless, lowered the labor force participation and reduced employment in the informal sector. The findings also revealed the fact that the formal sector was more adversely affected by the macroeconomic shocks than the informal sector.

C. L. Nguena and R. T. Nanfosso (2014) investigated the degree to which the financial sectors of the countries in the Central African Economic and Monetary Community (CEMAC) region were resilient to macroeconomic shocks. The results showed that the banking sectors in the region were less resilient to the macroeconomic shocks as bank provisions plummeted in the face of the declining GDP *per capita*, the real exchange rate and financial credits, as well as a rising interest rate. Overall, the result suggests the need to account for macroeconomic shocks in the formulation and implementation of financial policies. On the other hand, C. Higson, S. Holly, P. Kattuman and S. Platis (2004) evaluated the growth effects of shocks among firms in the United Kingdom. The results revealed the fact that firms in the mid-range of growth were more affected by the shocks than other firms. K. Bruckmeier, A. Peichl, M. Popp, J. Wiemers and T. Wollmershäuser (2020) used multiple economic models to evaluate the impact of the macroeconomic shocks occasioned by the COVID-19 pandemic and the policy responses on the German economy. The findings revealed the fact that the pandemic had lowered gross labor income but made disposable household income progressive as discretionary policies had proven helpful in stabilizing income during the period.

K. Andam, H. Edeha, V. Oboh, K. Pauw and J. Thurlow (2020) adopted the Social Accounting Matrix (SAM) model to quantify the impact of the shocks arising from the COVID-19 pandemic on the Nigerian economy. It was found that Nigeria's economy slowed down, with the services sector being mostly hit by the pandemic. Nonetheless, the output of the agricultural sector also declined despite its exclusion from the list of the sectors under the compulsory lockdown. The sector was indirectly affected due to its connection with the other economic sectors. In the same vein, P. K. Ozili (2020) assessed the effect of the COVID-19 pandemic on the Nigerian economy. The results showed that the interplay between the oil price crash and the COVID-19 outbreak had led to economic recession in Nigeria, with the COVID-19 pandemic halting economic activities globally and lowering demand for crude oil in the international market. Further results revealed the fact that the pandemic had adversely affected the labor market outcomes and sectoral performance.

With the help of the Vector Autoregression (VAR) model, B. T. Ewing, S. M. Forbes and J. E. Payne (2003) analyzed the impact of monetary, real output and market risk premium shocks on specific stock market variables. The findings accounted for the fact that the effect of a shock on the stock market variables depended on the nature (anticipated or unanticipated) of the shock itself. Specifically, a positive anticipated shock to the market risk premium and the real output has positive impacts on each stock market index, with the monetary shock exerting more influence on capital and financial goods than the other shocks. In a similar fashion, I. Babouček and M. Jančar (2005) adopted the VAR model to analyze the effects of macroeconomic shocks from various channels on the Czech economy.

According to their findings, the performance of the Czech banking sector was impressive and had a profound capacity to withstand credit risk shocks as it was less responsive to such shocks.

In a recent study, M. Murach and H. Wagner (2021) also used the VAR model to evaluate the extent to which external shocks affected the business cycle in the Chinese agricultural, industrial and services sectors between 1996 and 2014. The findings revealed the fact that, as the most dominant economic sector in China, the Chinese industrial sector sharply responded to the shocks arising from the financial, trade and confidence channels. The high vulnerability of the industrial sector to external shocks is attributed to the predominant export- and investment-driven outlook of the country. However, S. S. Abere and T. O. Akinbobola (2020) used a variant of the VAR model, namely the Structural Vector Autoregressive (SVAR) model, to assess the effects of external shocks and institutional quality on Nigeria's macroeconomic performance. The findings of that study revealed the fact that external shocks affected Nigeria's macroeconomic performance more than institutional quality, with an increased foreign aid and the terms of trade having a more positive impact on macroeconomic performance.

Adopting another variant of the VAR model, i.e. the Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) model, N. Mupunga and P. Le Roux (2015) examined the way how macroeconomic shocks determined the volume of the public debt in Zimbabwe. It was found that the public debt was highly sensitive to shocks to the exchange rate, the trade balance, the interest rate and economic growth. However, with the help of the Computable General Equilibrium (CGE) framework, E. B. Sennoga and J. M. Matovu (2016) evaluated the growth and welfare effects of shocks to the terms of trade, foreign aid and the global oil price in Uganda between 2010 and 2017. The findings revealed that the three channels of shock had positive effects on the agricultural and services sectors but they had a negative effect on the industrial sector; the positive effect was large enough to offset the negative effect so that the real GDP growth had slightly deviated. On the other hand, the three shocks lowered the household welfare and worsened the poverty incidence in the country.

The foregoing suggests a lack of unanimous agreement on the nature of the effect of macroeconomic shocks on various sectors of an economy, which could be attributed to the methodology employed, the study scope, the economic structure and the timeframe of each study. Moreover, there is a dearth of studies on the subject for the Nigerian case and those few available studies on Nigeria did not consider the effects of macroeconomic (fiscal and monetary) policies on sectoral performance in Nigeria. This study fills this gap in the literature by evaluating the sensitivity of each economic sector (i.e. the agricultural, industrial and services sectors) in Nigeria to fiscal, monetary and external shocks using the Vector Autoregression (VAR) and Vector Error Correction (VEC) model frameworks, with a particular emphasis on their inherent impulse response function and variance decomposition mechanisms.

NIGERIA'S SECTORAL STRUCTURE

Typically, the Nigerian economy has three key sectors: agriculture, industry and services, each of them having different respective subsectors (CBN, 2021). The performance of these sectors in terms of their contribution to the GDP is shown in Figure 1. It shows that the service sector makes the highest contribution to the GDP throughout the period of observation. Specifically, the contribution the services sector makes to the total GDP averaged 52.3 percent between 2010Q1 and 2021Q4, while the average shares of the industrial and agricultural sectors stood at 23.5 percent and 24.2 percent, respectively, over the same period (Figure 1). However, it is noteworthy that the services sector played a significant role in mitigating the impact of COVID-19 on the aggregate output as its contribution rose during 2020Q1 and 2020Q2 when the lockdown orders were imposed by the government, with the trade, information and communication technology, and financial and insurance subsectors leading the impressive contribution. Despite the lockdown orders and the other containment measures introduced so

as to flatten the COVID-19 curve, the feat of these subsectors was possible because the activities in these subsectors do not necessarily require physical human interactions. The sector also played a significant role in lifting the Nigerian economy from the 2016 recession given its huge share in the total GDP.

Similarly, the contribution of the agricultural sector to the total GDP experienced a significant growth in the third quarters of 2016 to 2021, with a substantial contribution from the crop production subsector. However, these contributions were insufficient to save the economy from slipping into the episodes of recession witnessed in Nigeria in 2016 and 2020 - the two recessions that occurred in five years. On the other hand, the industrial sector was badly hit by the 2016 recession and the 2020 pandemic as its contribution to the GDP plummeted for the most part of the period after 2016, which is because the sector largely depends on the agricultural and transportation sectors for raw materials and the distribution of finished goods, which were halted during the lockdown. The falling contribution of the industrial sector vis-à-vis the positive contribution of the agricultural sector to the GDP since the 2016 recession shows that the Nigerian agricultural sector produces more food crops than cash crops, which could serve as raw materials (the input factors) for industries. Hence, a large proportion of the raw materials used in the industrial sector are sourced from abroad.

The dismal performance of the industrial sector is evidenced by the low non-oil export during the periods under consideration (Figure 2). Figure 2 shows Nigeria's export profile, revealing the dominance of oil export in Nigeria's export basket, as well as the high reliance of the country to oil export as its major source of foreign exchange. The successive government in Nigeria has made numerous efforts with respect to the balancing of this skewed trend through the formulation and adoption of various diversification policies. However, this export trend reveals the fact that the diversification efforts of the government are yet to yield the desired outcomes, which on its part suggests the possibility of having some lacunas in the existing diversification policies that need to be urgently addressed in order to ensure a successful transition to economic and export diversification.

METHODOLOGY

The Vector Autoregression (VAR) and Vector Error Correction (VEC) model frameworks are used as the analytical technique for this study given their ability to treat all variables in the system of equations as endogenous. They are used to assess the sensitivity of

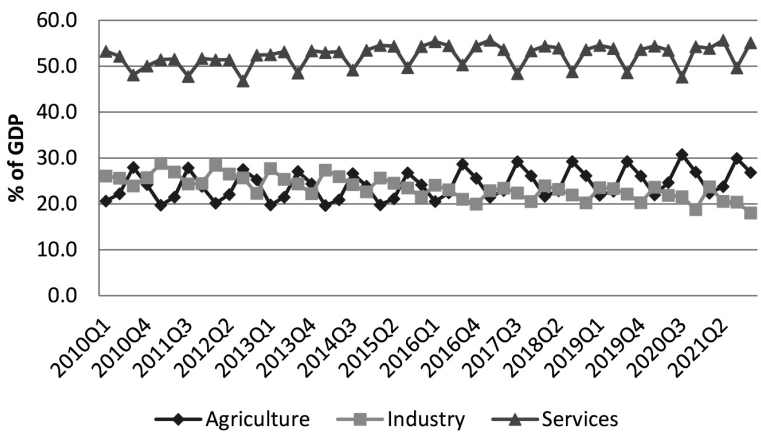


Figure 1 The Sectoral Share in Nigeria's Total GDP (%)

Source: Authors, based on CBN, 2021

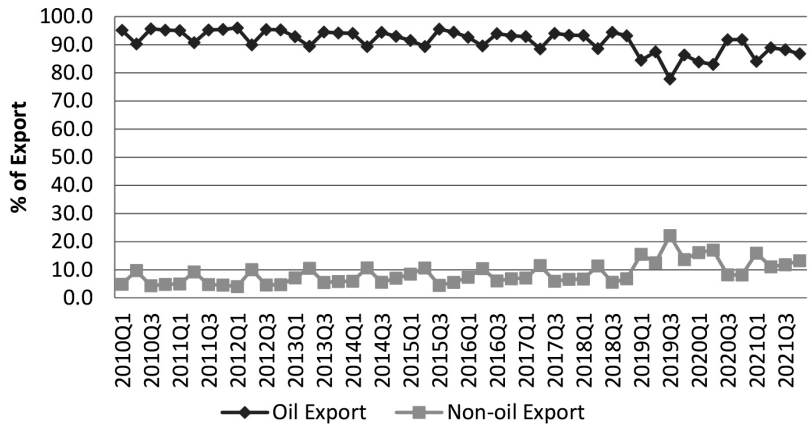


Figure 2 The Share of Oil and Non-Oil Export in Nigeria's Total Export (%)

Source: Authors, based on CBN, 2021

the productive sectors to shocks from macroeconomic indicators. The VAR and VEC models adopted in this study consist of the four variables that include the sectoral output (comprising the agricultural, industrial and services outputs), the oil price (used to proxy external shocks), the government expenditure (used to proxy the fiscal policy shocks) and the interest rate (used to proxy the monetary policy shocks). The general VAR framework is specified as follows:

$$X_t = \beta_0 + \sum_{t=1}^{k} \beta_i X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where X_t is the 4x1 vector of the variables including the sectoral output (the agricultural, industrial and services outputs), the oil price, the government expenditure and the interest rate; β_i represents the identity matrix; β_i denotes the 4x4 coefficient matrices; and εt denotes the one-step ahead prediction error. For ease of the interpretation of the results, all the variables are expressed in a natural logarithm, except for the interest rate already expressed in percentage. However, the short- and long-term estimates of the VAR and VEC models, as well as the causality tests, are not presented given the fact that the study is primarily focused on the investigation of sectoral responses to macroeconomic shocks. The Variance Decomposition (VD) and Impulse Response Function (IRF) are usually the focus of empirical discussions in a study of this nature (Ewing *et al*, 2003; Bäurle & Steiner, 2015; Sennoga & Matovu, 2016; Murach & Wagner, 2021).

The matrix form of the equation (1) is written as follows:

$$\begin{pmatrix} AGR_t \\ GOV_t \\ MPR_t \\ OILP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \\ \alpha_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) & \alpha_{14}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) & \alpha_{24}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) & \alpha_{34}(L) \\ \alpha_{41}(L) & \alpha_{42}(L) & \alpha_{43}(L) & \alpha_{44}(L) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} AGR_{t-1} \\ GOV_{t-1} \\ MPR_{t-1} \\ OILP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} IND_t \\ GOV_t \\ MPR_t \\ OILP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11}(L) & \beta_{12}(L) & \beta_{13}(L) & \beta_{14}(L) \\ \beta_{21}(L) & \beta_{22}(L) & \beta_{23}(L) & \beta_{24}(L) \\ \beta_{31}(L) & \beta_{32}(L) & \beta_{33}(L) & \beta_{34}(L) \\ \beta_{41}(L) & \beta_{42}(L) & \beta_{43}(L) & \beta_{44}(L) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} IND_{t-1} \\ GOV_{t-1} \\ MPR_{t-1} \\ OILP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \\ \varepsilon_{7t} \\ \varepsilon_{8t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} SERV_t \\ GOV_t \\ MPR_t \\ OILP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_{1t} \\ \delta_{2t} \\ \delta_{3t} \\ \delta_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_{11}(L) & \delta_{12}(L) & \delta_{13}(L) & \delta_{14}(L) \\ \delta_{21}(L) & \delta_{22}(L) & \delta_{23}(L) & \delta_{24}(L) \\ \delta_{31}(L) & \delta_{32}(L) & \delta_{33}(L) & \delta_{34}(L) \\ \delta_{41}(L) & \delta_{42}(L) & \delta_{43}(L) & \delta_{44}(L) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} SERV_{t-1} \\ GOV_{t-1} \\ MPR_{t-1} \\ OILP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{9t} \\ \varepsilon_{10t} \\ \varepsilon_{11t} \\ \varepsilon_{12t} \end{pmatrix}$$

where α_{ij}, β_{ij} and δ_{ij} are parameters in the MxN matrix forms denoting the effect of the j^{th} endogenous (dependent) variables on the i^{th} endogenous variable, whereas ε_{it} denotes the error terms of the models.

The VAR approach has the following estimation procedures:

Step I: Estimate the VAR model with all the variables specified as endogenous variables.

Step II: Generate the Variance Decomposition and the corresponding Impulse Response Function (IRF) from the estimated VAR.

Step III: Interpret the results accordingly.

Variance Decomposition (VD) and the Impulse Response Function (IRF) for the sectoral indices are presented by showing graphically and in the tabular form the sensitivity of each sector to its own shock and shocks to the other sectors under consideration. Specifically, the IRF is computed in order to show the response of the sectoral output to macroeconomic shocks, whereas the VD is used to quantify the proportion of the sectoral output that is explained by its own shock and shocks from the other macroeconomic variables. Preliminary tests, such as the unit root and correlation tests, however, were conducted so as to determine the stationarity properties of each variable and the relationship among the variables. The optimum lag length selection test was also done. The post-estimation tests were carried out, too, so as to determine the reliability of the estimates. The quarterly data on the variables of interest were sourced from the Central Bank of Nigeria's (CBN) database for the period from 2011Q1 to 2021Q4. The source and description of each variable are presented in Table 1.

RESULTS AND DISCUSSION

Descriptive statistics

The statistical properties of the variables of interest in this study are given in Table 2. It shows that the service sector dominates the other economic sectors in Nigeria as its mean value was about N8.6 trillion for the review period while the average values of the agricultural and industrial sectors are ₦4.02 trillion and N3.8 trillion, respectively, which gives further credence to the earlier assertion that the service sector contributes the highest share to the aggregate output in Nigeria. While the oil price reached the trough of US$27.5 during the period under consideration, it

Table 1 The Data description and sources

Variable	Description	Source
Agricultural Output (AGR)	Agricultural sector GDP (₦' million)	CBN (2021)
Government Expenditure (GOV)	Government expenditure (₦' million)	CBN (2021)
Industrial Output (IND)	Industrial sector GDP (₦' million)	CBN (2021)
Monetary Policy Rate (MPR)	Monetary Policy Rate (%)	CBN (2021)
Oil Price (OILP)	Bonny light spot oil price (US$ per barrel)	CBN (2021)
Service Output (SERV)	Services sector GDP (₦' million)	CBN (2021)

Source: Authors

peaked at US$121.2, raising the government revenue and facilitating domestic resource mobilization. Given the fact that crude oil export is the mainstay of the Nigerian economy, any change in the oil price directly affects the government revenue and expenditure, which reflects in huge gaps between the minimum and maximum government expenditure, as well as the range of the oil prices for the period under consideration. The monetary policy rate ranged between 6 percent and 14 percent, averaging 11.85 percent during the review period. However, the standard deviation of each variable is relatively large, with all the variables, except for the monetary policy rate, being platykurtic. In addition, all the variables, except for the industrial output and the monetary policy rate, are positively skewed.

The correlation result

Correlation analysis is important in empirical studies for two reasons: first, to determine the direction and strength of the relationship between two variables and second, to detect the possibility of encountering multicollinearity problems. With regards to the direction and strength of the relationship, the correlation results reported in Table 3 show that the government expenditure establishes a positive and moderate relationship with both the agricultural and services outputs but a weak negative association with the industrial output, which signals that the industrial sector is neglected by the government. Hence its dismal performance in relation to the other productive sectors. On the other hand, the oil price demonstrates a weak positive relationship with productivity in the industrial sector, a relatively weak negative relationship with the agricultural sector productivity and a moderate negative association with the services sector output. However, the monetary policy rate establishes a positive relationship with all the productive sectors, even though the relationship is somewhat moderate for the agricultural and industrial sectors but quite strong for the services sector. On the matter of multicollinearity, a correlation statistic of more than 80% signals the possibility of an exact linear relationship among the explanatory variables, the situation which makes the variance of the estimates extremely large, thus undermining the reliability of the estimated model. Interestingly, the correlation result reveals the absence of multicollinearity as the highest magnitude of the relationship between all the variables is 69 percent. Thus, the estimated model could be adjudged as reliable.

The unit root test result

Unit root tests are often conducted in time-series and panel studies so as to determine the appropriate estimation technique which is to be adopted in a bid to circumvent spurious results. This study conducts

Table 2 The descriptive statistics

Variables	Mean	Maximum	Minimum	Standard deviation	Skewness	Kurtosis
AGR	4026401	5550941	2594760	850596.6	0.23	1.96
GOV	1618449	3195926	743654.3	694781.7	0.65	2.10
IND	3840718	4230768	3284291	227758.2	-0.48	2.94
MPR	11.85	14.00	6.00	2.31	-1.49	4.33
OILP	76.63486	121.2267	27.49333	27.06	0.22	1.76
SERV	8621769	11203610	6704428	1060974	0.06	2.72

Note: AGR, GOV, IND, MPR, OILP and SERV imply the agricultural output, the government expenditure, the industrial output, the monetary policy rate, the oil price and the services output, respectively.

Source: Authors

Table 3 The correlation matrix

	LAGR	LIND	LSERV	LGOV	LOILP	MPR
LAGR	1					
LIND	0.15	1				
LSERV	0.65	0.26	1			
LGOV	0.63	-0.03	0.69	1		
LOILP	-0.33	0.12	-0.51	-0.48	1	
MPR	0.44	0.48	0.68	0.47	-0.35	1

Note: LAGR, LIND, LSERV, LGOV, LOILP and MPR imply the log of the agricultural output, the log of the industrial output, the log of services output, the log of the government expenditure, the log of the oil price and the monetary policy rate, respectively.

Source: Authors

unit roots tests on the variables of interest using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) approach and the result is presented in Table 4. The null hypothesis of the ADF approach reads "The variable contains a unit root", which should be rejected if the probability value is less than 10 percent or accepted if it is otherwise. Accordingly, the result showed that the null hypothesis was accepted when the unit root test was conducted at the level for all the variables but the same was rejected when the variables were differenced in the first place, which is indicative of the fact that all the variables are stationary at the first difference (I(1)), which is a prerequisite for running the Johansen cointegration test.

Optimal lag selection

It is important to determine the optimal lag length before conducting a cointegration test as the result will be incorporated in subsequent estimations. Determining the optimal lag length helps circumvent the problem of an estimation bias and a loss of the degree of freedom that arises from under- and over-parameterized models, respectively (Afolabi, 2022). There are different criteria used in selecting the optimal lag and the lag length most selected by the various criteria will be opted for. Accordingly, the results of the optimal lag selection presented in Table 5 show that the optimal lag for all the three models (the agricultural, industrial and services output models) is 2. Thus, the optimal lag used in subsequent estimation is VAR(2).

Table 4 The augmented Dickey-Fuller unit test results

Variables	Level	First difference	Status
LAGR	-0.91b	-6.08*b	I(1)
LIND	-2.34a	-6.81*b	I(1)
LSERV	-2.07b	-2.65***a	I(1)
LGOV	0.95a	-8.89a	I(1)
LOILP	-1.61a	-6.58b	I(1)
MPR	-2.20b	-4.67*b	I(1)

Note: * and *** represent statistical significance at the 1% and 10% levels, respectively; 'a' and 'b' represent the model with the constant and the model with the constant and the trend, respectively; I(1) implies stationarity at the first difference.

Source: Authors

The cointegration test result

The unit root test results meet the requirement for conducting the cointegration test using the Johansen approach. The test is conducted on all the three models and the results are presented in Table 6. Basically, the Johansen cointegration approach tests the hypothesis reading "There is no long-term relationship among the variables." and the decision rule is that the null hypothesis will be rejected if the trace statistic exceeds the 5% critical value and will be accepted if it is otherwise. The Johansen approach has two inherent likelihood ratio test statistics (the trace and the maximum eigenvalue tests) that influence the decision to reject or to accept the null hypothesis and determines the number of the cointegrating vectors. Accordingly, the trace cointegration rank test results show the absence of the cointegrating vector among the variables in the agricultural and services output models; thus the null hypothesis is accepted, whereas it is rejected in the case of the industrial output that has three cointegrating vectors. Similarly, the maximum eigenvalue cointegration rank test results show the absence of a long-term relationship among the variables in the agricultural and services output models but the converse in the industrial output model. For the models with no cointegrating vectors, the Vector Autoregression (VAR) model is the appropriate model to run, whereas the Vector Error Correction (VEC) model is the appropriate model to run when a model has at least one cointegrating vector. Thus, while the VAR model is run for the agricultural and services output models, the VEC model is run for the industrial output model.

VAR estimation results

This study is primarily focused on the examination of the sectoral responses to fiscal, monetary and external shocks. The VAR and VEC models are estimated using the VAR(2) optimal lag length for all the three models and the corresponding results of the impulse response functions and the variance decomposition of each model are presented in Figure 3, Figure 4 and Figure 5, and in Table 7.

Table 5 The VAR lag length selection criteria

The agricultural output model						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-110.49	NA	0.002	4.98	5.14	5.04
1	7.42	210.18	2.04E-05	0.55	1.34	0.84
2	81.36	118.96*	1.67e-06*	-1.97*	-0.54*	-1.44*
The industrial output model						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	52.79	NA	2.38E-06	-1.60	-0.96*	-1.36
2	75.72	37.89*	1.78e-06*	-1.90*	-0.63	-1.42*
The services output model						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-74.22	NA	0.0004	3.40	3.56	3.46
1	41.87	206.95	4.56E-06	-0.95	-0.16*	-0.65*
2	60.00	29.17*	4.22e-06*	-1.04*	0.39	-0.51

Note: * indicates the lag order selected by the criterion, LR = the sequential modified LR test statistic (each test at the 5% level), FPE = the Final Prediction Error, AIC = the Akaike Information Criterion, SC = the Schwarz Information Criterion; and HQ = the Hannan-Quinn Information Criterion.

Source: Authors

Sectoral responses to the fiscal shock

The government expenditure is an anchor fiscal tool the Nigerian government uses to ensure the fiscal stability of the country. Government expenditure shocks in Nigeria mainly arise from volatility in crude oil prices in the international market as crude oil is the main source of the Nigerian government revenue (Aminu & Ogunjimi, 2019). Thus, a shock to the government expenditure has implications for the sectoral output in the country. The IRF results show that a shock to the government expenditure has a positive contemporaneous effect on the agricultural output in Nigeria, indicating that an expansionary fiscal policy (an increase in the government expenditure in this case) spurs the agricultural output. However, the positive effect turned negative after the four quarters (one year), implying that the positive effect of the government expenditure on the agricultural output in Nigeria is a short-term phenomenon. This corroborates the finding of P. K. Ozili (2020), who argued that the government expenditure stifled the sectoral output. Similarly, the government expenditure shock has a positive contemporaneous impact on the services sector output although the impact is more lasting in the services sector than in the agricultural sector. Tacitly, an increase in the government expenditure boosts the services output more than it does the agricultural output.

Conversely, the government expenditure shock has a long-term negative contemporaneous effect on the industrial output which is such that a sudden increase in the government expenditure will stifle the industrial output in the long run, at a lower magnitude though compared to the agricultural and services sectors' outputs. This partly explains the high-flying performance of the services and agricultural sectors and somewhat dismal performance of the industrial sector in the country (Ogunjimi, 2020b). In addition, the results of the Variance Decomposition in Table 7 show that the government expenditure shocks account for a peak of 25% variation in the agricultural output in the third quarter, 1.2% of the industrial output in the tenth quarter and 2.7% variation in the services output in the fourth quarter. Overall, the services and agricultural sectors are the most responsive to

Table 6 The Johansen cointegration test result

The trace cointegration rank test result							
		Agricultural output model		Industrial output model		Services output model	
Hypothesized no. of CE(s)	5% critical value	Eigenvalue	Trace statistic	Eigenvalue	Trace statistic	Eigenvalue	Trace statistic
None	47.86	0.33	42.00	0.55*	67.55	0.37	45.98
At most 1	29.80	0.27	24.28	0.31*	33.64	0.27	24.94
At most 2	15.49	0.17	10.11	0.29*	17.61	0.17	11.03
At most 3	3.84	0.04	1.87	0.07	3.07	0.06	2.61
The maximum eigenvalue cointegration rank test result							
		Agricultural output model		Industrial output model		Services output model	
Hypothesized no. of CE(s)	5% critical value	Eigenvalue	Trace statistic	Eigenvalue	Trace statistic	Eigenvalue	Trace statistic
None	27.58	0.33	17.72	0.55*	33.91	0.37	21.04
At most 1	21.13	0.27	14.17	0.31	16.03	0.27	13.91
At most 2	14.26	0.17	8.24	0.29*	14.53	0.17	8.42
At most 3	3.84	0.04	1.87	0.07	3.07	0.06	2.61

Note: *denotes significance at the 5% level.

Source: Authors

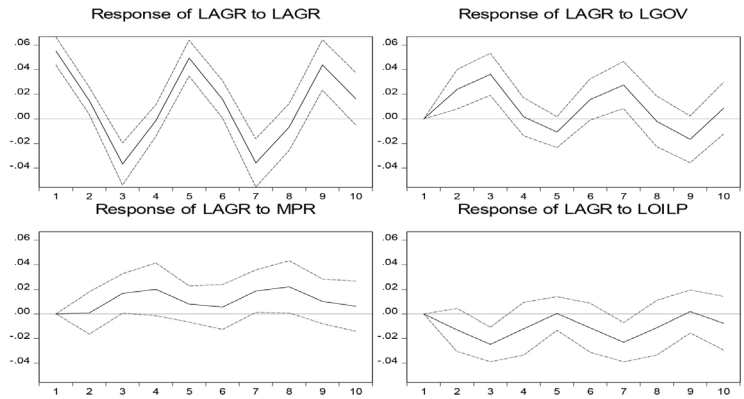


Figure 3 The impulse response function of the agricultural sector to macroeconomic shocks

Source: Authors

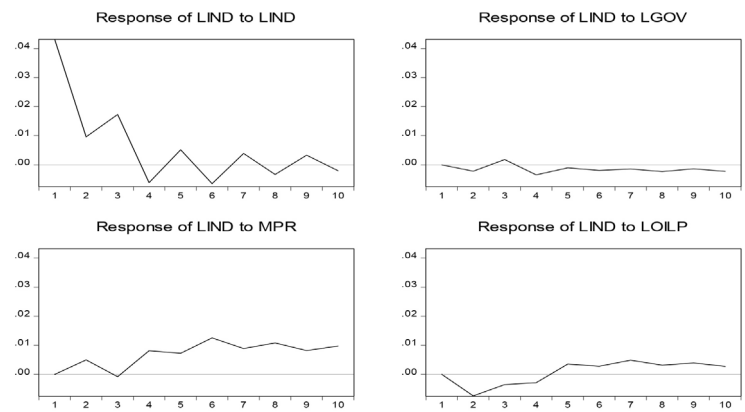


Figure 4 Th impulse response function of the industrial sector to macroeconomic shocks

Source: Authors

the government expenditure shocks relative to the industrial sector. The government expends more on the services sector than on the other two economic sectors due to the dominance of the services sector, as well as its huge contribution to the Nigerian GDP. It also explains the unimpressive contribution of the industrial and agricultural sectors to the GDP, which is primarily caused by limited financial resources. Nonetheless, the agricultural and industrial sectors have equally benefitted from the recurring government intervention directed towards the achievement of industrialization and self-sufficiency in food production such as the Anchor Borrowers' Scheme and Small and Medium Enterprises Credit Guarantee Scheme (SMECGS), among others.

Sectoral responses to the monetary shock

The monetary policy rate (MPR) (the interest rate) is determined by the Central Bank of Nigeria (CBN), the apex monetary authority in Nigeria. The CBN uses the MPR to moderate monetary policy in the country. The

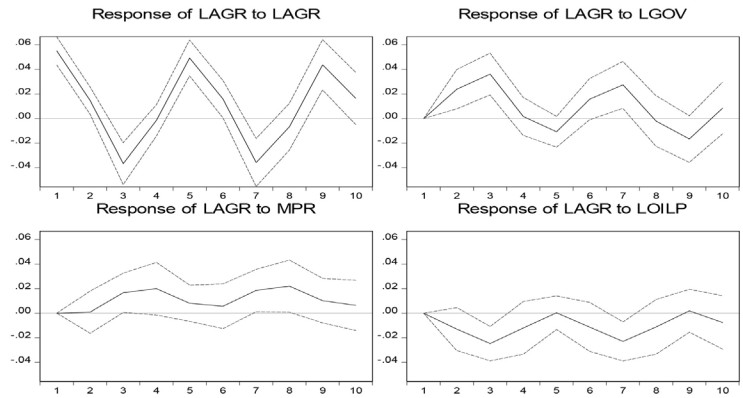


Figure 5 The impulse response function of the services sector to macroeconomic shocks

Source: Authors

IRF result shows that a shock to the monetary policy rate, the proxy for the monetary shock, has a long-term positive contemporaneous effect on the agricultural output in Nigeria, implying that a positive shock to the MPR leads to an increase in the agricultural output in the long run. In a similar fashion, the MPR shock has a positive contemporaneous effect on the industrial output in Nigeria, especially for the first two quarters, after which it turns negative in the third quarter and subsequently becomes positive with a higher magnitude. This implies that a sudden increase in the MPR will spur industrial production in the short run and that it will eventually have a higher magnitude of the impact on the industrial output in subsequent periods. On the other hand, the interest rate shock has a contemporaneous positive impact on the services sector output in the first two quarters following the shock to the MPR, but a negative impact afterwards. This shows that the interest rate shock hurts the services sector output in the long run. These findings are in line with the finding of L. O. Oyelami and P. A. Olomola (2016), as well as the postulation of traditional Keynesian economists that an increase in the real interest rate deters investment and ultimately stifles the sectoral and aggregate outputs.

Moreover, the results of the Variance Decomposition show that the interest rate (MPR) shocks explain an about 10.7% variation in the agricultural output in the eighth quarter, 20.2% in the industrial output in the tenth quarter, and a 0.5% variation in the services output in the tenth quarter. In sum, the industrial sector is the most responsive to the interest rate shock, whereas the services sector is the least responsive among the three key economic sectors in Nigeria. This suggests the resilience of the industrial and agricultural sectors relative to the services sector in the face of interest rate shocks. The agricultural and industrial sectors are not too exposed to the interest rate shocks as the services sector is, which could be explained by the CBN's restrictions with regards to interbank rates on a number of food items and other basic manufactured products (dairy products included).

Sectoral responses to the external shock

Given the fact that the oil price is denominated in a foreign currency and determined by the market forces in the international market, oil price shocks are regarded as external shocks in Nigeria. According to the IRF results, the oil price shock has a negative contemporaneous effect on the agricultural output in Nigeria, so that a positive oil price shock leads to a decline in the agricultural output, which on its part indicates that oil price shocks adversely affect the agricultural output in Nigeria in the long run. However, the negative contemporaneous effect of oil price shocks on the industrial output seems to be short-

Table 7 The variance decomposition of Nigeria's productive sectors

Period	Variance decomposition of LAGR					Variance decomposition of LIND					Variance decomposition of LSERV				
	S.E.	LAGR	LGOV	MPR	LOILP	S.E.	LIND	LGOV	MPR	LOILP	S.E.	LSERV	LGOV	MPR	LOILP
1	0.055	100.00	0.00	0.00	0.00	0.043	100.00	0.00	0.00	0.00	0.084	100.00	0.00	0.00	0.00
2	0.063	81.41	14.32	0.01	4.26	0.04	95.84	0.24	1.20	2.72	0.097	93.73	2.56	0.06	3.66
3	0.087	60.92	24.96	3.67	10.44	0.049	95.69	0.35	1.07	2.89	0.117	95.05	1.91	0.04	3.00
4	0.090	56.83	23.31	8.33	11.52	0.050	92.43	0.82	3.67	3.08	0.130	93.18	2.72	0.03	4.07
5	0.104	65.67	18.73	6.90	8.71	0.051	90.14	0.83	5.59	3.45	0.144	93.72	2.22	0.07	3.00
6	0.107	64.07	19.82	6.77	9.33	0.053	84.82	0.91	10.81	3.47	0.155	92.99	2.43	0.09	4.49
7	0.120	60.01	21.05	7.79	11.16	0.054	81.83	0.94	13.08	4.15	0.167	93.14	2.13	0.17	4.55
8	0.122	57.66	20.15	10.69	11.50	0.055	78.35	1.07	16.30	4.28	0.177	92.72	2.20	0.25	4.83
9	0.131	61.07	19.09	9.86	9.99	0.056	76.33	1.10	17.93	4.64	0.188	92.67	2.04	0.38	4.91
10	0.133	61.07	19.02	9.84	10.07	0.057	73.85	1.22	20.22	4.71	0.197	92.35	2.08	0.50	5.07

Source: Authors

lived as the effect turned positive in the fifth quarter, implying that the oil price shock can only negatively affect the industrial output for one year, after which the sector would adjust well enough to turn the negative impact to a positive one. The narrative is different for the services sector as the result shows the presence of a positive contemporaneous effect of the oil price shock on the services sector output. The result suggests that the positive effect of oil price shocks on the services sector output is a long-term phenomenon in Nigeria. These results support the findings of A. Aminu and J. A. Ogunjimi (2019); C. Onyimadu (2019) and J. A. Ogunjimi (2020a), who showed that the oil price was the key determinant of the sectoral output in Nigeria.

The Variance Decomposition results also show that, in the tenth quarter, the oil price shock accounts for 10.1% in the agricultural output, 4.7% in the industrial output and 5.1% in the services output. The peculiarity of Nigeria as an oil-dependent economy reflects in the vulnerability of almost all the sectors to oil price shocks most especially on the downside. At the aggregate level, the agricultural and industrial sectors are more exposed to negative oil price shocks compared to the services sector, which to some extent implies that a decline in receipts from crude oil sales would exert a negative impact on the performance of the key activities carried out by the agricultural and industrial sectors. With the magnifying negative impact of COVID-19 on global oil prices, the performances of the agricultural and industrial sectors remain vulnerable to the oil price volatility, indicating that they are less resilient and fragile. In brief, the services sector is more resilient to oil price shocks than the industrial and agricultural sectors are.

CONCLUSION

The quest for sustainable growth and competitiveness of the Nigerian economy has been pursued by successive governments in the country. However, Nigeria's susceptibility to various macroeconomic shocks (such as fiscal, monetary and external shocks) due to its fragility continues to dampen the possibility of achieving this quest. Given this, the study examined the sectoral responses to macroeconomic shocks in Nigeria using the VAR and VEC model frameworks. The quarterly data on the key variables of interest for the period spanning 2010Q1 and 2021Q4 were sourced from the Central Bank of Nigeria's database. The findings revealed the fact that the services and agricultural sectors were more responsive to the government expenditure shocks than the industrial sector. In addition, the industrial sector was found to be the most responsive to interest rate shocks, whereas the service sector was the least

responsive to interest rate shocks. With regards to oil price shocks, the services sector was found to be more resilient to oil price shocks than the industrial and agricultural sectors. Regarding the results of the tested hypotheses, the following conclusions are made:

- The agricultural, industrial and services sectors are responsive to fiscal shocks although with different levels of responsiveness.
- The agricultural, industrial and services sectors are sensitive to monetary shocks, albeit at different sensitivity levels.
- The agricultural, industrial and services sectors are responsive to external shocks, albeit at varying degrees.

These findings have scientific and practical implications. For the scientific implications, the varying degrees of the responsiveness of each economic sector to the policy changes suggest the need to consider both domestic and external shocks in the determination of the macroeconomic stability of the domestic economy. For the practical implications, however, the sensitivity of the agricultural sector to the government expenditure shocks indicates the need to prioritize investment in the technologies and machinery that would aid improved productivity in the agricultural sector and in the other economic sectors. Given the adverse effects of interest rate shocks on the sectoral output, the monetary authorities need to prioritize stabilizing interest rates, which will incentivize both domestic and foreign investors to invest in the various sectors of the Nigerian economy, thereby advancing the diversification quest of the country and providing the necessary support to the less resilient sectors. Finally, to maximize positive macroeconomic shocks, the Nigerian government and other stakeholders need to ensure that national accounts are opened and effectively managed in order to store surpluses during the periods of boom, which would be useful at a later period, especially during downturns.

The scope of this study is delimited to only one indicator for the fiscal, monetary and external shocks and is focused on only the Nigerian key economic sectors. Future studies could consider using different indicators of fiscal, monetary and external shocks in their evaluation of the sectoral response to shocks. In addition, future investigations should focus on the subsectors in the agricultural, industrial and services sectors so as to effectively delineate the subsector with the highest response and the lowest response to each form of the macroeconomic shock. Moreover, since this study was only based on the Nigerian economy, future studies could be conducted for other countries for the purpose of plausible comparisons and in order to check if country-specific characteristics influence the sectoral responses to macroeconomic shocks. Finally, a panel study on the subject matter is also a good direction for future research.

REFERENCES

Abere, S. S., & Akinbobola, T. O. (2020). External shocks, institutional quality, and macroeconomic performance in Nigeria. *SAGE Open*, *10*(2), 1-18. doi:10.1177/2158244020919518

Adeoti, J. O., & Gbadebo-Smith, F. (2020). *COVID-19 pandemic and the Nigerian economy: Mitigation measures and pathways to growth.* Ibadan, NG: Nigerian Institute of Social and Economic Research

Afolabi, J. A. (2022). Financial development, trade openness and economic growth in Nigeria. *Iranian Economic Review*, *26*(1), 237-254. doi:10.22059/ier.2022.86982

Afolabi, J., & Ogunjimi, J. A. (2020). Industrialization: A roadmap to inclusive growth in Nigeria. *Economics and Policy Review Journal*, *18*(1), 20-28.

Afolabi, J. A., & Oji, C. E. (2021). Nigeria-China bilateral relations: A skewed or balance relation? *International Journal of Diplomacy and Economy*, *7*(2), 129-145. doi:10.1504/IJDIPE.2021.118854

Aminu, A., & Ogunjimi, J. A. (2019). A small macroeconometric model of the Nigerian economy. *Economy*, *6*(2), 41-55. doi:10.20448/journal.502.2019.62.41.55

Andam, K., Edeha, H., Oboh, V., Pauw, K., & Thurlow, J. (2020). Impacts of COVID-19 on food systems and poverty in Nigeria. *Advances in food security and sustainability*, *5*, 145-173. doi:10.1016/bs.af2s.2020.09.002

Babouček, I., & Jančar, M. (2005). Effects of macroeconomic shocks to the quality of the aggregate loan portfolio. *Working Paper No. 1/2005*, Czech National Bank.

Bäurle, G., & Steiner, E. (2015). How do individual sectors respond to macroeconomic shocks? A structural dynamic factor approach applied to Swiss data. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, *151*(3), 167-225. doi:10.1007/BF03399416

Bodunrin, O. (2016). *Macroeconomic effect of external shock on the Nigerian economy*. Retrieved March 11, 2022, from https://www.researchgate.net/publication/331212500

Bruckmeier, K., Peichl, A., Popp, M., Wiemers, J., & Wollmershäuser, T. (2020). Distributional effects of macroeconomic shocks in real-time: A novel method applied to the Covid-19 crisis in Germany. *The Journal of Economic Inequality*, *19*(3), 459-487. doi:10.1007/s10888-021-09489-4

Campos-Vazquez, R. M. (2010). The effects of macroeconomic shocks on employment: The case of Mexico. *Estudios Economicos*, *25*(1), 177-246. doi:10.24201/ee.v25i1.114

Central Bank of Nigeria (CBN). (2021). *Quarterly Statistical Bulletin*, *9*(4). Retrieved May 15, 2022, from: https://www.cbn.gov.ng/documents/QuarterlyStatbulletin.asp

Ewing, B. T., Forbes, S. M., & Payne, J. E. (2003). The effects of macroeconomic shocks on sector-specific returns. *Applied Economics*, *35*(2), 201-207. doi:10.1080/0003684022000018222

Gajic, R. (2012). *Macroeconomic shocks and monetary policy: Analysis of Sweden and the United Kingdom*. Retrieved April 18, 2022, from http://www.divaportal.org/smash/get/diva2:567314/FULLTEXT01.pdf

Higson, C., Holly, S., Kattuman, P., & Platis, S. (2004). The business cycle, macroeconomic shocks and the cross-section: The growth of UK quoted companies. *Economica*, *71*(282), 299-318. doi:10.1111/j.0013-0427.2004.00371.x

Mupunga, N., & Le Roux, P. (2015). Analysing the effects of macroeconomic shocks on public debt dynamics in Zimbabwe. *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, *39*(3), 93-116. doi:10.1080/10800379.2015.12097287

Murach, M., & Wagner, H. (2021). The effects of external shocks on the business cycle in China: A structural change perspective. *Review of International Economics*, *29*(3), 681-702. doi:10.1111/roie.12527

Nguena, C. L., & Nanfosso, R. T. (2014). Banking activity sensitivity to macroeconomic shocks and financial policies implications: The case of CEMAC Sub-region. *African Development Review*, *26*(1), 102-117. doi:10.1111/1467-8268.12067

Obi, B., Awujola, A., & Ogwuche, D. (2016). Oil price shock and macroeconomic performance in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, *7*(24), 137-145.

Ogunjimi, J. A. (2020a). Oil price asymmetry and sectoral output in Nigeria. *International Journal of Economics, Business and Management Studies*, *7*(1), 1-15. doi:10.20448/802.71.1.15

Ogunjimi, J. A. (2020b). Exchange rate dynamics and sectoral output in Nigeria: A symmetric and asymmetric approach. *American Journal of Social Sciences and Humanities*, *5*(1), 178-193. doi:10.20448/801.51.178.193

Olanrewaju, B. U., & Afolabi, J. A. (2022). Digitizing education in Nigeria: Lessons from COVID-19. *International Journal of Technology Enhanced Learning*, *14*(4), 402-419. doi:10.1504/IJTEL.2022.125857

Onyimadu, C. (2019). External sector responses to oil price shocks: A structural system model for Nigeria. *Theoretical Economics Letters*, *9*(8), 2885-2913. doi:10.4236/tel.2019.98180

Oyelami, L. O., & Olomola, P. A. (2016). External shocks and macroeconomic responses in Nigeria: A global VAR approach. *Cogent Economics & Finance*, *4*(1), 1-18. doi:10.1080/23322039.2016.1239317

Ozili, P. K. (2020). COVID-19 pandemic and economic crisis: The Nigerian experience and structural causes. *Munich Personal RePec Archive Paper No. 103131*.

Sennoga, E. B., & Matovu, J. M. (2016). Growth and welfare effects of macroeconomic shocks in Uganda. *Occasional Paper No. 244096*, Economic Policy Research Centre.

Received on 10th June 2022,
after revision,
accepted for publication on 24th November 2022.
Published online on 6th December 2022.

Joshua Adeyemi Afolabi is a Research Fellow at the Innovation and Technology Policy Department, Nigerian Institute of Social and Economic Research. His research interests include development and macroeconomic issues.

Blessing Ufuoma Olanrewaju is a Research Fellow at the Economic and Business Policy Department, Nigerian Institute of Social and Economic Research. Her research interests include long-run economic growth, energy economics, public policy and development economics.

Wasiu Adekunle is a Research Associate at the Nigerian Economic Summit Group, Lagos, Nigeria. He is highly skilled in economic and econometric research.

MODELIRANJE OSETLJIVOSTI SEKTORA NA MAKROEKONOMSKE ŠOKOVE - DOKAZ IZ NIGERIJE

Joshua Adeyemi Afolabi[1], Blessing Ufuoma Olanrewaju[1] i Wasiu Adekunle[2]

[1]*Nigeria Institute of Social and Economic Research, Ibadan, Nigeria*
[2]*Nigeria Economic Summit Group, Lagos, Nigeria*

Privreda Nigerije se uvek iznova nalazi na udaru makroekonomskih šokova prevashodno zbog toga što se preterano oslanja na sirovu naftu i loše upravljanje resursima. S obzirom na ograničeni kapacitet otpornosti privrednih sektora u Nigeriji, ova studija ima za cilj da ispita osetljivost tih sektora na makroekonomske šokove. U studiji se koriste vektorski autoregresioni model (VAR) i vektorski model sa korekcijom ravnotežne greške (VEC) za period od prvog kvartala 2010. godine do četvrtog kvartala 2021, a sprovodi se u okvirima tih modela. Saznanja do kojih se došlo izvođenjem ove studije ukazuju na činjenicu da su uslužni i poljoprivredni sektor veoma osetljivi na fiskalne šokove, kao i na činjenicu da je industrijski sektor veoma osetljiv na šokove kamatnih stopa. Takođe, došlo se do saznanja da je uslužni sektor otporniji na šokove cena nafte u odnosu na druge sektore. Stoga se u ovoj studiji zauzima stav da je potrebno razvijati strategije koje će podsticati sektorsku produktivnost i koje će vešto objediniti fiskalnu i monetarnu politiku kako bi se prigušili učinci makroekonomskih šokova. Ova studija pruža dokaze o posledicama makroekonomskih šokova na sektorskom nivou u Nigeriji.

Ključne reči: makroekonomski šokovi, vektorski autoregresioni model, vektorski model sa korekcijom ravnotežne greške, industrijski sektor, poljoprivredni sektor, uslužni sektor

JEL Classification: C22, E23, E52, E62

Ekonomski horizonti, September - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 281 - 296
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Izvorni naučni članak
UDK: 336.221.4
doi:10.5937/ekonhor2203281D

PORESKI OBVEZNIK KAO ELEMENT POREZA NA DOBIT PREDUZEĆA: EKONOMSKI EFEKTI I OPCIJE ZA FUNDAMENTALNU REFORMU

Jadranka Đurović Todorović[1]*, Marina Đorđević[1] i Milica Ristić Cakić[2]

[1]*Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu*
[2]*Inovacioni centar Univerziteta u Nišu*

Iako kompleksan sistem oporezivanja dobiti može da utiče na poslovanje preduzeća, njegovi negativni efekti mogu biti znatno veći na makroekonomskom nivou. S obzirom da može otežati privlačenje investicija i naplatu prihoda, sistem poreza na dobit preduzeća je dugi niz godina predmet razmatranja brojnih istraživanja. Savremeni uslovi poslovanja inicirali su njegove česte reforme, ali i brojne dileme u vezi sa njima. Rad se bavi poreskim obveznikom kao elementom poreza na dobit preduzeća. Premda se u brojnim radovima istražuje (ne)jedinstvo poreskih sistema pri definisanju obveznika poreza na dobit preduzeća, mali broj autora ispituje ekonomske efekte ovih diskrepanci. Takođe, najveći broj istraživanja fokusiran je na ispitivanje drugih elemenata ovog poreskog oblika, kao što su poreska stopa ili poreski podsticaji. U ovom radu autori su pokušali da pronađu vezu između oblika organizovanja privrednog subjekta i poreskog tereta u domenu poreza na dobit preduzeća. Cilj istraživanja je da se ukaže na značaj ekonomskih efekata ovog poreskog elementa i pruži predlog za njegovu reformu. Istraživanje je potvrdilo polaznu pretpostavku, odnosno, pokazalo da različiti oblici organizovanja privrednih subjekata podnose različite terete plaćanja poreza na dobit preduzeća, što utiče i na visinu poreskih prihoda koji bi mogli biti naplaćeni. Rezultati istraživanja su pokazali da su uzorkovana preduzeća platila manji porez zbog korekcija i prilagođavanja u poreskim bilansima i poreskim prijavama.

Ključne reči: porez na dobit preduzeća, poreski obveznik, poreski teret, poreski prihodi

JEL Classification: E62, H20, O23

UVOD

Teorijska razmatranja poreza na dobit preduzeća sve više generišu polarizovane stavove u pogledu značaja i nužnosti ovog poreskog oblika. Oni koji su naklonjeni porezu na dobit preduzeća naglašavaju njegovu funkciju čuvara progresivnosti čitavog poreskog sistema. Naglašena je i njegova stabilizaciona i razvojna komponenta, putem koje se može uticati na ublažavanje cikličnih kolebanja privrede. S druge strane, oponenti poreza na dobit preduzeća, koji otvaraju pitanje opravdanosti

* *Korespondencija:* J. Đurović Todorović, Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu, Trg kralja Aleksandra Ujedinitelja 11, 18000 Niš, Republika Srbija;
e-mail: jadranka.djurovic@eknfak.ni.ac.rs

egizstencije ovog poreskog oblika, ukazuju na to da u literaturi još uvek nije postignut konsenzus, kao ni opšteprihvaćen model poreza na dobit preduzeća koji se primenjuje u svim zemljama (Zee, Stotsky & Ley, 2002).

Porez na dobit preduzeća, iako nema visok kapacitet naplate, može imati snažne ekonomske efekte (Koester & Kormendi, 1989; Plosser, 1992; Slemrod, 1995; Padovano & Galli, 2001; Widmalm, 2001; Arnold, 2008; Hoang, Tan, My & Nguyen, 2021). Stoga se može istaći da je reč o važnom elementu poreskog sistema zbog uticaja koji može imati na ekonomski ciklus i ekonomske odluke preduzeća (Delgado, Fernandez-Rodriguez & Martinez-Arias, 2014). Porez na dobit može delovati na relativne cene, troškove poreske administracije poreskih obveznika, ulaganje u istraživanje i razvoj, ulaganje u inovacije i tok kapitala (Arsić i Ranđelović, 2017). Međutim, oporezivanje dobiti preduzeća je praćeno brojnim problemima i specifičnostima. Kao osnovni problemi navode se harmonizacija elemenata ovog poreskog oblika, poreska konkurencija, poreska evazija i drugi. Dileme i paradoksi prisutni su u okviru svih njegovih elemenata. U skladu sa tim, veliki broj autora bavi se problemima koji su nastali kontinuiranim smanjenjem zakonske i efektivne poreske stope i uvođenjem izdašnih poreskih podsticaja. Najveći broj istraživanja baziran je na ispitivanju ekonomskih efekata elemenata, kao što su poreska stopa ili poreski podsticaji, dok se veoma mali broj istraživača bavi poreskim obveznikom kao ključnim elementom poreza na dobit preduzeća.

Neslaganja u pristupima pri definisanju obveznika poreza na dobit preduzeća u okviru savremenih poreskih sistema generisana su različitim okolnostima, na koje je uticao veliki broj faktora. Jedan od najznačajnijih je poslovanje investitora na međunarodnom tržištu. Imajući u vidu mobilnost kapitala, preduzeća ne ograničavaju svoje poslovanje u okviru granica jedne zemlje, već pristupaju poslovanju izvan njih. Iz tog razloga došlo je do pojave brojnih specifičnosti kod oporezivanja dobiti, sa kojima su se suočile skoro sve zemlje sveta. Pored specifičnosti koje su inicirane širenjem poslovanja van granica jedne zemlje, u okviru savremenih poreskih sistema došlo je i do neslaganja u pogledu definisanja ključnih poreskih elemenata između zemalja. Ozbiljnost problema može se videti na primeru Evropske unije, gde se stepen harmonizacije elemenata poreza na dobit preduzeća posebno dovodi u pitanje. Ovakve okolnosti ugrozile su trend fiskalne harmonizacije i dovele u pitanje konvergenciju ključnih elemenata poreza na dobit preduzeća na globalnom nivou, ali i odluku o jedinstvenom oblikovanju ovog poreskog oblika.

Razvoj nacionalnih poreskih zakonodavstava doveo je do pojave različitih tretmana poreskog obveznika. Diskrepance su bazirane upravo na sagledavanju njegove definicije i obuhvata. Imajući u vidu razne mogućnosti poslovanja van granica jedne zemlje, predmet razmatranja u domenu prava i regulative zemalja postao je i nerezident određene zemlje. Stoga, potrebno je da analiza definicije obveznika poreza na dobit preduzeća uključi i jasno razgraničenje pojmova rezident i nerezident. Kako je sa razvojem poreskih zakonodavstava došlo i do velikih neslaganja između zemalja, nastali su problemi savremenog sveta kojima nije jednostavno upravljati, poput dvostrukog oporezivanja, poreskog konsolidovanja, grupnog oporezivanja, ali i poreske evazije (Shaviro, 2004a; Van der Horst, Bettendorf & Rojas-Romagosa, 2007; Ranđelović, 2011; Tax Foundation, 2018).

U ovom radu autori su pokušali da pronađu vezu između oblika organizovanja privrednog subjekta i poreskog tereta u domenu poreza na dobit preduzeća.

U radu se ispituje da li se definisanjem oblika organizovanja privrednog subjekta u domenu poreza na dobit preduzeća može uticati na visinu poreskog tereta. Cilj istraživanja je da se ukaže na značaj ekonomskih efekata ovog poreskog elementa i pruži predlog za njegovu reformu.

U skladu sa navedenim, u radu su testirane sledeće hipoteze:

H1: Oblik organizovanja privrednog subjekta utiče na nivo poreskog tereta.

H2: Promenom oblika organizovanja privrednog subjekta moguće je umanjiti poreski prihod.

Rad je uređen tako da se, najpre, teorijski razmatraju uzrok i posledice različitog definisanja poreskog obveznika, a zatim se upostavlja veza između oblika organizovanja privrednog subjekta i poreskog tereta. Metodološki instrumentarijum koji je korišćen u istraživanju određen je predmetom ovog istraživanja. Teorijska analiza poreskog obveznika predstavlja polaznu osnovu u pronalaženju veze između oblika organizovanja privrednog subjekta i poreskog tereta. Nakon teorijskog razmatranja poreskog obveznika, u četvrtom delu istraživanja se relevantnom empirijskom metodom ispituje uticaj oblika organizovanja privrednog subjekta na nivo poreskog tereta, a time posledično i na poreski prihod. U diskusiji rezultata istraživanja, dat je predlog reforme ovog poreskog elementa kojom se može povećati naplata poreza, umanjiti poreska evazija i podstaknuti investicije. U poslednjem delu rada dati su zaključci i preporuke autora za dalja istraživanja.

NESLAGANJA U PRISTUPIMA PRI DEFINISANJU PORESKOG OBVEZNIKA: UZROCI I POSLEDICE

Shodno tome da oporezuje dobit, porez na dobit preduzeća spada u kategoriju „pravih" poreza. Pored toga, ovaj oblik poreza je i osnovni oblik direktnog oporezivanja pravnih lica, čiji je cilj, pored obezbeđenja poreskih prihoda, ostvarivanje ekonomske funkcije (Romer & Romer, 2010; Stoilova & Patonov, 2012). Iako se porez na dobit preduzeća nalazi u poreskim sistemima većine zemalja u svetu, i dalje se vode rasprave o opravdanosti njegovog postojanja. Možda je najčešći argument koji se navodi u literaturi da porezi na dohodak ne mogu opteretiti poslovanje (Myles, 1995; Rosen, 2012; Atkinson & Stiglitz, 2015).

Svaka poreska obaveza u okviru poreskog sistema jedne zemlje, zasnovana je na ekonomskoj moći poreskog obveznika (*Ability to pay principle*). U skladu sa tim, definisana je i obaveza plaćanja poreza na dobit preduzeća. Međutim, u vezi sa ovim elementom poreza na dobit preduzeća, pojavile su se brojne dileme koje su izdvojile različite pristupe u njegovom definisanju. Određivanje poreskog obveznika se, stoga, razlikuje u zavisnosti od pristupa koji je usvojila određena zemlja.

Pored toga što figuriraju između zemalja, diskrepance u definisanju ovog ključnog poreskog elementa, jasno se uočavaju i kada sagledavamo njihov razvoj u okviru pojedinačnih zemalja. Drugim rečima, poreske sisteme razvijenih zemalja pratile su i česte reforme u definisanju poreskih obveznika. To se najbolje može videti u istorijskom prikazu razvoja poreza na dobit preduzeća, u kojem je ovaj poreski oblik, saglasno sa promenama zakona, menjao i pristupe u definisanju poreskog obveznika. Diskrepance u definisanju poreskog obveznika vođene su, dakle, brojnim faktorima, gde su, pored istorijskog elemenata, razvijenost zemlje, stabilnost i globalna orijentisanost imali veliki uticaj.

Neusaglašenosti poreskih zakona u savremenom svetu stvorile su dileme u vezi sa definisanjem ovog elementa, pri čemu su posebno došle do izražaja one dileme koje utiču na privredne aktivnosti. Takvi sukobi inicirali su niz negativnih refleksija na globalnom tržištu i stvorili brojne teškoće na ekonomskom planu, dok su najveće posledice imale manje razvijene zemlje (Murphy, 2004). Problemi, eksplicitno, nastaju u trenutku nastupanja privrednih subjekata na međunarodnom tržištu, gde neusaglašenost poreskih sistema dolazi do izražaja. Ukoliko je osnov za nastanak obaveze plaćanja poreza na dobit preduzeća različit, može doći do izbegavanja određenih poreskih sistema (Addison, 2009; Brown, Cloke & Christensen, 2011; Palan, Murphy & Chavagneux, 2013). Ovo iz razloga jer bi u takvim uslovima, paradoksalno, privredni subjekti koji posluju u jednoj zemlji, bili u povoljnijem položaju u poređenju sa privrednim subjektima koji posluju na međunarodnom tržištu. Stoga, jedinstvo poreskih sistema u domenu definisanja poreskog obveznika treba da bude polazna osnova za reformu ovog poreskog oblika (Sokolovska & Belozyorov, 2019).

Pri proučavanju uslova u kojima funkcionišu savremeni poreski sistemi i okolnosti u kojima se razvijaju, može se zapaziti da je stepen njihove efikasnosti ozbiljno ugrožen (Shaviro, 2004b). Ovi problemi, aktuelni u savremnom oporezivanju,

ograničili su proces fiskalne harmonizacije i omogućili poreskim obveznicima da zloupotrebljavaju razlike u nacionalnim poreskim sistemima (Paientko & Proskyra, 2016). Iako se, u cilju veće pokretljivosti kapitala, sprovode mere da se harmonizacija ili usklađenost zakonodavstava dovedu do određenog nivoa, u svetu se nacionalna zakonska rešenja kojima je regulisan porez na dobit preduzeća još uvek razlikuju. Proces fiskalne harmonizacije je usporen, što potvrđuje i politika Evropske unije (Blechová, 2005; Šimović i Šimović, 2006; Paientko & Proskyra, 2016). Slična situacija prisutna je i u zemljama članicama OECD-a, gde se mogu naći dva oblika oporezivanja dobiti: porez na dobit korporacija (*Corporate income tax*) i porez na individualni dohodak (*Personal income tax*). Porez na dobit korporacija plaćaju sva pravna lica koja ostvaruju dobit. Međutim, ne postoji jasno usaglašen spisak preduzeća koja su izuzeta od plaćanja poreza na dobit korporacija (Devereux, Griffith & Klemm, 2002; Clausing, 2007; Brill & Hassett, 2007; Loretz, 2008; Dackehag & Hansson, 2012; OECD, 2020).

Sukob poreskih zakononodavstava u velikoj meri iniciran je nedostatkom međunarodno priznatih načela u poreskoj oblasti. Svaka država, samostalno zakonskim putem, uređuje nacionalni poreski sistem ne uzimajući u obzir propise drugih zemalja i gledajući isključivo svoje interese. Tako su razvijenije zemlje zainteresovane za širi obuhvat poreskog obveznika, dok su zemlje sa manjim izvozom kapitala, usled slabijeg administrativnog kapaciteta, u primeni ovog pristupa ograničene. Ukoliko, pak, ne bi postojale velike razlike između poreskih elemenata, koristi od ovog poreskog oblika bile bi velike i kod zemalja u razvoju.

Imajući u vidu da zemlje sa višim nacionalnim dohotkom u većoj meri odstupaju od harmonizacije poreskih sistema, koja je uslovljena poreskom konkurencijom, položaj zemalja sa nižim i nižim srednjim nacionalnim dohotkom dodatno je ugrožen. Pored manje prikupljnih prihoda od poreza na dobit preduzeća, značajno je umanjena i zainteresovanost stranih, ali i domaćih investitora za ulaganjima unutar njih (Orviska & Hudson, 2003; Lang, 2013).

Pored toga što je teško harmonizovati elemente poreza na dobit preduzeća, u perspektivi se to sada čini nemogućim. Na ovaj način, onemogućeno je delovati i na međunarodne poremećaje koji su karakteristika savremenog tržišta. Problemi sa javnim dugom, ali i velikom krizom energenata sa kojom se Republika Srbija (RS) trenutno suočava, dodatno otežavaju ovaj proces.

S obzirom na to da mali broj autora daje osvrt na sve poreske elemente i uglavnom se fokusira na poresku stopu i poreske podsticaje, potrebno je izvršiti detaljnu analizu i drugih poreskih elemenata poreza na dobit preduzeća, te se istražuju efekti definisanja oblika organizovanja privrednog subjekta. Na taj način, vrši se analiza i drugih faktora koji mogu uticati na prihode od poreza na dobit preduzeća i privredni razvoj.

ODLUČUJUĆE DETERMINANTE DEFINICIJE PORESKOG OBVEZNIKA

Oporezivanje preduzeća je u prošlosti bilo predmet sporenja teoretičara javnih finansija (Antić, 2019). Osnovna dilema u vezi sa oporezivanjem pravnih lica odnosi se na njihovu sposobnost plaćanja. S jedne strane, postojale su tvrdnje da pravna lica nemaju ekonomsku sposobnost, dok su pojedini autori smatrali da pravna lica imaju svoj dohodak koji treba biti predmet oporezivanja.

Usaglašenost definicije poreskog obveznika u različitim zemljama određuju elementi koji na nju utiču. Smatra se da u savremenim poreskim sistemima, postoji nekoliko odlučujućih determinanti na osnovu kojih se definiše obveznik poreza na dobit preduzeća, a to su:

- organizacioni oblik društva,
- rasprostiranje poreske obaveze, i
- izvor dohotka.

Shodno tome, svaki od navedenih elemenata detaljnije je razmotren zajedno sa dilemama koje donosioci poreskih politika mogu imati u vezi sa njim.

Organizacioni oblik društva kao odlučujuća činjenica za određivanje obveznika

Dileme koje se pojavljuju u ovom delu vezane su za grupe na osnovu kojih je moguće razvrstati privredne subjekte. Imajući u vidu da obveznici poreza na dobit preduzeća mogu biti različiti oblici organizovanja društva, izdvojila su se dva dominantna pristupa u savremenim poreskim sistemima.

Osnov za pravljenje razlike između ovih pritupa bazira na definiciji preduzeća koja, u zavisnosi od širine i obuhvata pravnih lica, obuhvata i druge razlike. Prema prvom pristupu, obveznici poreza na dobit preduzeća jesu samo društva kapitala, i ovaj pristup je jedan od najzastupljenijih. Imajući u vidu da se obveznikom smatra samo društvo kapitala, porez na dobit preduzeća poznat je i kao porez na korporacijsku dobit ili korporacijski porez (*Corporate income tax*). Kod ovog pristupa društva, lica se ne smatraju poreskim obveznicima poreza na dobit preduzeća. Time su, nesumnjivo, društva lica izuzeta od plaćanja poreza na dobit i napravljena je jasna razlika između njih i društva kapitala.

Drugi pristup podrazumeva da se porezom na dobit preduzeća terete i društva lica i društva kapitala. Na taj način, obuhvaćen je veći broj poreskih obveznika, odnosno, veći broj pravnih lica koja imaju obavezu da plate porez na dobit preduzeća. Kod društva lica, postoji neograničena odgovornost za obaveze društva, čime je uvažen i lični element (Đurović Todorović, Đorđević i Ristić, 2019).

Sličnosti koje postoje u domenu definisanja poreskih obveznika u poreskim zakonodavstvima, vezane su za sagledavanje društva, gde nije važno da li se radi o društvu državne ili privatne vlasničke strukture, ili društvu različite delatnosti i veličine. Ukoliko se utvrdi da obveznik koji obavlja poslovnu delatnost treba da plati porez na osnovu određenog kriterijuma u određenoj zemlji, njegove performanse se ne uzimaju u obzir.

(Ne)rezidentnost kao osnov uvođenja obaveze plaćanja poreza

Definisanje poreskih obveznika koje se vezuje za rasprostiranje poreske obaveze stavlja čin rezidentstva na važno mesto među kriterijumima za definisanje. Naime, utvrđivanje rezidentstva i izvora dohotka služe kao važni elementi kod definisanja obaveze u domenu poreza na dobit preduzeća.

Kada je reč o rezidenstvu, obveznik poreza na dobit preduzeća je rezident koji obavlja poslovnu aktivnost u jednoj zemlji, ali i nerezident koji ostvaruje dobit u zemlji u kojoj ima svojstvo nerezidenta. Stoga je njegova poreska odgovornost neograničena. Na taj način, rezidenti jedne zemlje moraju da plate porez prema nacionalnom zakonodavstvu i na dobit koju su ostvarili na međunarodnom tržištu.

Kada se poreski obveznik definiše na ovakav način, uglavnom se radi o razvijenim zemljama. Stoga se primećuje primena ovog kriterijuma u pojedinim zemljama članicama OECD-a. U tim slučajevima, neophodno je da poreski sistem bude potkrepljen dobro opremljenom administracijom i efikasnim radom poreskih organa. Postoje tri sistema na osnovu kojih je moguće odrediti rezidentstvo:

- mesto osnivanja,
- mesto upravljanja preduzećem, i
- kombinovani metod.

Često se u praksi mesto inkorporisanja uzima kao osnova za utvrđivanje rezidentstva. Naime, primenu ovog sistema moguće je videti u Italiji, Švajcarskoj, Brazilu i Japanu. Ukoliko se kao osnov za određivanje rezidentstva uzima drugi sistem, onda se sagledava mesto iz kojeg se upravlja preduzećem i takav sistem se može videti u Velikoj Britaniji, Argentini i Belgiji. Kombinovani metod primenjuje se u Nemačkoj, Francuskoj, Holandiji i Republici Srbiji. Drugim rečima, rezident je pravno lice koje je ili osnovano ili se tim pravnim licem upravlja u toj zemlji.

Kada zemlje imaju tendenciju da oporezuju dobit rezidenata koja je ostvarena i izvan nacionalnih granica, ne dolazi do sukobljavanja zakona. Međutim, sukob nastaje ukoliko dođe do toga da zemlja u kojoj

je ostvarena dobit ima tendenciju da istu oprezuje. Problemi koji se mogu javiti ukoliko je u zemljama prisutno primenjivanje različitih kriterijuma za određivanje poreskog obveznika su sledeći:

- Ukoliko se u jednoj zemlji kao kriterijum za određivanje poreskog obveznika koristi neograničena poreska obaveza, odnosno, rezidentstvo, dok se u drugoj zemlji kao kriterijum koristi teritorijalni pristup, odnosno, izvor, nastaje sukob poreskih zakonodavstava. Drugim rečima, lice koje je ostvarilo dobit na međunarodnom tržištu biće poreski obveznik i u zemlji u kojoj je rezident i u zemlji u kojoj je ostvarilo pozitivan poslovni rezultat.
- Ukoliko se u jednoj zemlji kao kriterijum za određivanje poreskog obveznika koristi neograničena poreska obaveza, odnosno, rezidentstvo, dok se u drugoj zemlji kao kriterijum koristi, takođe, rezidentstvo, ponovo nastaje sukob poreskih zakonodavstava. Smatra se da sukob zakonodavstava nastaje usled različitog tretmana rezidentstva u različitim zemljama.
- Kada se u obe zemlje u kojima posluje jedan isti privredni subjekt kao osnova za određivanje poreskog obveznika koristi izvor, odnosno, ograničena poreska obaveza, takođe, dolazi do sukoba zakonodavstava. Takav primer može se posmatrati sa aspekta banke i privrednog društva koje je rezident jedne države, ali je kredit od banke uzelo za svoju poslovnu jedinicu koja se nalazi u drugoj državi. U tom slučaju, ključno je pitanje na koji način pristupiti oporezivanju kamate.

Dakle, zemlje koje imaju tendenciju da oporezuju dobit rezidenata koja je ostvarena i izvan nacionalnih granica potrebno je da vode računa o problemima koji mogu nastati. Ukoliko dođe do toga da i zemlja u kojoj ostvarena dobit ima tendentiju da istu oporezuje, nastaju dileme u vezi sa dvostrukim oporezivanjem (*double taxation*).

Izvor dohotka kao potencijalna determinanta za definisanje obveznika

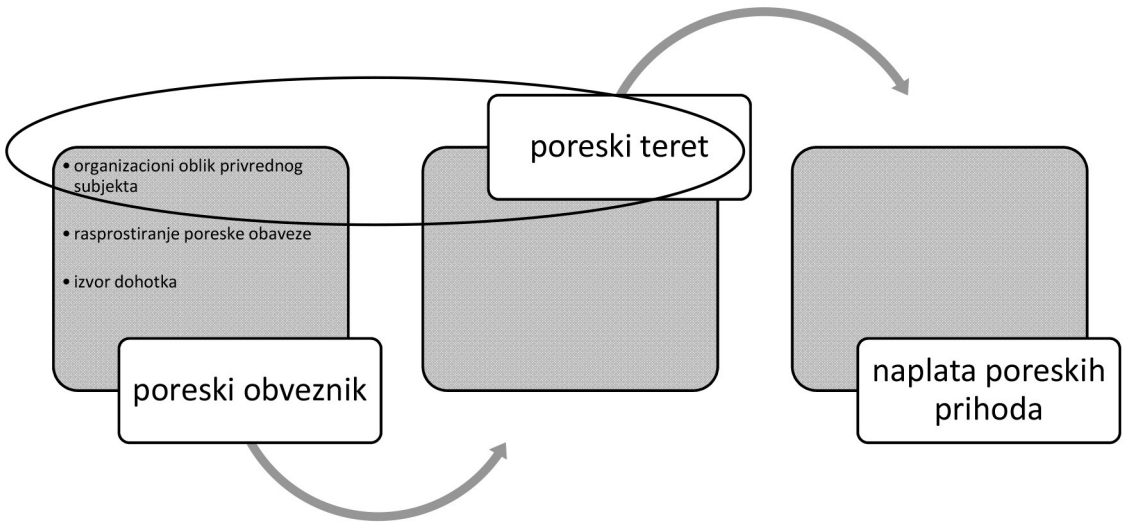
Oporezivanje dohotka u zemlji gde je nastao naziva se „princip izvora" (Gökçay, 2017). Izvor predstavlja deo koncepta oporezivanja koji se vezuje za rasprostiranje poreske obaveze. Razlika između rezidentstva i izvora dohotka je samo u tome što se izvor bazira na teritorijalnom principu rasprostiranja obaveze i, shodno tome, radi se o ograničenoj poreskoj obavezi. S druge strane, kod kriterijuma rezidentnosti obaveza je neograničena. Drugim rečima, svaki rezident biće oporezovan, bilo da dobit ostvari unutar granica jedne zemlje ili izvan njih (*worldwide income*). Na taj način, poreski sistem deluje i izvan granica jedne zemlje.

Izvor dohotka, predstavlja teritoriju na kojoj se ostvaruje dobit i definiše poreski obveznik. Za određivanje poreskog obveznika, ova činjenica, veoma se retko koristi, pri čemu je poznata njena upotreba u zemljama Latinske Amerike. Dodatno, veliki broj kritika upućen je ovom kriterijumu kod utvrđivanja obveznika poreza na dobit preduzeća, imajući u vidu da nije objektivno sagledavati samo dobit ostvarenu u zemlji čiji je rezident poreski obveznik. Na ovaj način, postojaće veliki podsticaj investitorima da posluju van granica svoje zemlje. Takođe, zbog teškoća u određivanju mesta nastanka prihoda, može doći do dvostrukog oporezivanja (Green, 1993; Akkaya, 2011; Oktar, 2017).

Stoga, većina zemalja pristupa kombinovanju prethodna dva elementa, tačnije, rezidentnost i izvor. Na taj način, obuhvata se dobit rezidenata ostvarena van granica zemlje, dok se, s druge strane, oporezuje i dobit nerezidenata ostvarena na teritoriji zemlje.

IMPLIKACIJE ORGANZACIONOG OBLIKA PRIVREDNOG SUBJEKTA ZA PORESKI TERET

U cilju analize refleksija koje poreski obveznik kao element poreza na dobit preduzeća može da ima na poreski teret, analizirana je jedna od njegovih deteminanti. Kako postoje određeni elementi koji utiču na definisanje poreskog obveznika, istražuje se uticaj organizacionog oblika privrednog subjekta na nivo poreskog tereta. Na Slici 1, prikazan je metodološki pristup u istraživanju uticaja organizacionog oblika privrednog subjekta na nivo poreskog tereta, a time posledično i na nivo poreskih prihoda.



Slika 1 Poreski obveznik kao element poreza na dobit preduzeća u ulozi determinisanja visine poreskog tereta i naplate poreskih prihoda

Izvor: Autori

Poreski teret je obračunat na osnovu realno plaćenog poreza na dobit preduzeća obračunatog pomoću efektivne poreske stope. Zbog transparentnosti podataka, analizirano je tržište RS i preduzeća koja posluju unutar zemlje. U RS, izgradnjom poreskog sistema koji je težio ka što većoj transparentnosti i komparabilnosti sa poreskim sistemima drugih zemalja sveta, data je čitava lepeza mogućnosti pod kojima poreski obveznici mogu organizovati svoje poslovanje. Sa svrhom da se istraži da li oblik organizovanja privrednog subjekta može da ima implikacije za poreski teret, a time i za prihod od poreza na dobit preduzeća, analizirana je grupa preduzeća koja posluju u RS. Analizirano je 100 preduzeća sa liste najuspešnijih preduzeća prema neto dobiti u, prema Izveštaju o sto naj privrednih društava u 2018. (Agencija za privredne registre, 2019). Uzorak je baziran na publikaciji Agencije za privredne registre Republike Srbije, dok su detaljni podaci o poreskoj obavezi dobijeni na osnovu upućenog zahteva Poreskoj upravi RS, sa molbom za pristup podacima uzorkovanih. Analiza obuhvata period 2016-2018.

Uzorkovana su preduzeća koja posluju kao društva kapitala, odnosno, kao:

- akcionarsko društvo,
- akcionarsko društvo za osiguranje,
- društvo sa ograničenom odgovornošću,
- javna preduzeća, i
- stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica.

Za analizu je primenjena metoda dvofaktorske analize varijanse (*Two-way between-groups analysis of variance* - ANOVA), u cilju analiziranja razlika prosečnih vrednosti različitih grupa koje bi mogle biti posledica uticaja dva nezavisna faktora (dve nezavisne promenljive). Dvofaktorska analiza varijanse se upotrebljava kada je potrebno ispitati razlike u prosečnim vrednostima jedne zavisne promenljive između grupa koje su definisane podelom po dva kriterijuma, odnosno, između grupa koje su definisane različitim nivoima dva nezavisna faktora (dve nezavisne promenljive). U literaturi je naglašena velika prednost ove metode u odnosu na

primenu t-testa koja, takođe, vrši testiranje nezavisnih uzoraka (Gravetter & Wallnau, 2007). Za razliku od metode t-test, koja se koristi za poređenje između dve prosečne vrednosti i jednosmerne analize varijanse, dvofaktorska ANOVA se koristi za poređenje više od dve prosečne vrednosti, gde se, standardno, razlika smatra značajnom ukoliko je značajnost testa $p < 0,05$. Osnovna prednost metode koja će se primeniti zasnovana je na mogućnosti ispitivanja uticaja svake nezavisne promenljive.

Dvofaktorska analiza omogućava da se istovremeno testiraju dve nulte hipoteze. Takođe, ovom metodom moguće je ispititi i uticaj interakcije nezavisnih promenljivih na zavisnu promenljivu. Stoga je izvršeno ispitivanje osnovnog uticaja nezavisne promenljive, odnosno, oblika organizovanja privrednog subjekta, ali i mogući uticaj interakcije svih komponenti nezavisne promenljive (akcionarskog društva, akcionarskog društva za osiguranje, društva sa ograničenom odgovornošću, javnih preduzeća, stalne poslovne jedinice nerezidentnog pravnog lica) na zavisnu promenljivu.

Efektivna stopa preduzeća utvrđuje se na osnovu podataka iz poreskih bilansa i poreskih prijava za akontaciono - konačno utvrđivanje poreza na dobit pravnih lica, i predstavlja značajan indikator efikasnosti poreskog sistema, ukazujući na to koliko je svako od preduzeća iz uzorka platilo porez na dobit preduzeća. Takođe, ova stopa je relevantniji indikator od zakonske stope poreza na dobit preduzeća jer realnije daje sliku o plaćenom porezu. Efektivnu poresku stopu možemo izračunati na osnovu sledeće formule:

$$\tau = \frac{cit}{NI}$$

gde je τ efektivna poreska stopa, *cit* predstavlja tekući porez na dobit preduzeća, a *NI* predstavlja oporezivu dobit.

Postupak obračuna polazi od dobiti poslovne godine koja se iz Bilansa uspeha uzorkovanih preduzeća prenosi u njihove poreske bilanse (Obrazac PB 1). S obzirom na to da, u skladu sa omogućenim korekcijama iste omogućenim aktuelnim Zakonom u RS dolazi do određenih prilagođavanja ovog rezultata, realna slika o plaćenom porezu na dobit preduzeća ne može se dobiti samo prostom primenom zakonske stope koja je propisana u našoj zemlji. Iz tog razloga, potreban je uvid u poreske bilanse i poreske prijave uzorkovanih preduzeća u cilju utvrđivanja iznosa realno plaćenog poreza koji je tu vidljiv.

Iznos poreza koji bi poreski obveznik trebao da podnese dobija se primenom zakonske stope poreza na dobit preduzeća (15%) na poresku osnovicu koja je iskazana pod rednim brojem 69 na poziciji Poreska osnovica - oporeziva dobit u Poreskom bilansu. „Poreska osnovica - oporeziva dobit iskazuje se pod rednim brojem 69 Obrasca PB 1, a utvrđuje se računskim putem kao zbir ostatka dobiti i ostatka kapitalnog dobitka". Drugim rečima, ukoliko poreski obveznik nije ostvario dobit, ili posluje sa gubitkom, ne mora da znači da neće imati dobit za oporezivanje. U tom slučaju, poresku osnovicu za plaćanje poreza na dobit preduzeća može da predstavlja kapitalna dobit. Takođe, umanjenje obračunatog poreza vrši se i u okviru poreske prijave, u kojoj se ova poreska osnovica dodatno koriguje.

Da bismo utvrdili efektivnu stopu, sledeći korak u obračunu je utvrđivanje plaćenog poreza iz poreske prijave i stavljanje u odnos istog sa oporezivom dobiti. Stavljanjem u odnos ove pozicije sa dobijenim iznosom poreza, dobija se efektivna poreska stopa poreza na dobit preduzeća.

Pored procene efekta svake nezavisne promenljive pojedinačno, dvofaktorska ANOVA omogućava da se procene i druge razlike koje mogu nastati u odnosu nezavisnih promenljivih. Ove razlike izražavaju se interakcijom čiji uticaj postoji „kada se uticaj jedne nezavisne promenljive na zavisnu menja u zavisnosti od vrednosti druge nezavisne promenljive".

Pre primene dvofaktorske ANOVA, u cilju sagledavanja ključnih deskriptivnih vrednosti, u Tabeli 1 date su deskriptivne mere analiziranih preduzeća. Deskriptivna statistika prikazana je za plaćene akontacije poreza na dobit preduzeća u određenoj godini.

Deskriptivna statistika daje osnovne pokazatelje kojima se utvrđuje koji su oblici organizovanja slični/

različiti prema visini poreskog opterećenja. Poreski teret posmatra se u periodu 2016-2018. Najmanji poreski teret podnet je od strane akcionarskih društva, društva sa ograničenom odgovornošću i javnih preduzeća. Najveći poreski teret imala su javna preduzeća (2016), akcionarska društva (2017, i 2018). U poslednjoj godini posmatranog perioda, ukupna prosečna vrednost poreskog tereta podnetog u RS od strane analiziranih grupa preduzeća iznosila je 380.508.354 dinara.

S obzirom na to da je utvrđeno da postoje razlike u poreskom teretu između oblika organizovanja privrednih subjekata, pristupa se daljoj analizi njihove razlike. Da bismo izvršili procenu interakcije, nužno je da se dvofaktorskom ANOVA analizom identifikuju srednje razlike, koje se ne objašnjavaju glavnim efektima. Nakon toga, procenjuju se dodatne srednje razlike putem sledeće jednačine:

$$\text{Dodatne srednje razlike} = \frac{\textit{varijansa(srednje razlike)koja nije objašnjena glavnim efektima}}{\textit{varijansa(srednje razlike)koja se očekuje ako nema efekata}}$$

Na osnovu navedene jednačine može se dobiti jedan od navedenih rezultata:

- Ne postoji interakcija između analiziranih promenljivih. Sve srednje razlike poreskog tereta objašnjavaju se glavnim faktorom.
- Postoji interakcija između analiziranih promenljivih. Srednje razlike između oblika organizovanja poreskog subjekta nisu nešto što je moguće predvideti. Drugim rečima, uticaj jedne nezavisne promenljive na zavisnu menja se u zavisnosti od vrednosti druge nezavisne promenljive (Gravetter & Wallnau, 2014, 414).

Tabela 1 Deskriptivna statistika visine poreskog tereta prema obliku organizovanja privrednog subjekta

Oblik poslovanja		N	Prosečna vrednost	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Akcionarsko društvo	2016	36	280.798.578	443297672.954	0	1.951.174.639
	2017	36	391.335.291	694186136.191	0	3.785.946.633
	2018	36	684.787.620	1674033339.776	0	9.433.469.275
	Σ	108	452.307.163	1080698531.487	0	9.433.469.275
Akcionarsko društvo za osiguranje	2016	1	43.329.862		43329862	43.329.862
	2017	1	75.826.029		75826029	75.826.029
	2018	1	98.236.809		9823609	98.236.809
	Σ	3	72.464.233	27607416.753	43329862	98.236.809
Društvo sa ograničenom odgovornošću	2016	55	123.423.861	266412169.555	0	1.698.559.638
	2017	55	144.383.483	286878956.114	0	1.885.721.328
	2018	55	139.045.187	166953833.657	0	727.638.212
	Σ	165	135.617.511	244389140.824	0	1.885.721.328
Javno preduzeće	2016	7	1.504.088.653	2665850841.618	0	7.459.799.187
	2017	7	815.221.989	991690227.776	0	2.869.549.533
	2018	7	729.934.542	1027395001.603	0	2.981.730.104
	Σ	21	1.016.415.061	1694065098.277	0	7.459.799.187
Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	2016	1	267.820.877		267820877	267.820.877
	2017	1	336.485.385		336485385	336.485.385
	2018	1	543.217.147		543217147	543.217.147
	Σ	3	382.507.803	143350352.638	267820877	543.217.147
Ukupno	2016	100	277.368.325	811805660.782	0	7.459.799.187
	2017	100	281.480.274	557038190.954	0	3.785.946.633
	2018	100	380.508.354	1070366037.304	0	9.433.469.275
	Σ	300	313.118.984	838192401.609	0	9.433.469.275

Izvor: Autori

Deo rezultata koji je dobijen primenom dvofaktorske ANOVA analize prikazan je u Tabeli 2.

Tabela 2 pokazuje i rezultat uticaja interakcije, kao i rezultate zasebnih uticaja nezavisnih promenljivih. Uticaj interakcije, odnosno, promena uticaja oblika organizovanja privrednog subjekta tokom različitih godina na poreski teret nije značajan, s obzirom na to da je značajnost uticaja interakcije veća od 0,05 (Oblik organizovanja*Godina: Sig. = 0,466). Zaključujemo da ne postoji značajna interakcija između oblika organizovanja i godina.

Osim uticaja interakcije, jednostavno se mogu tumačiti i zasebni uticaji, odnosno, uticaj svake od nezavisnih promenljivih. Rezultati ukazuju i na to da postoji značajna razlika u poreskim teretima kod različitih oblika organizovanja (Oblik organizovanja: Sig. = 0,000). Između različitih godina, nema značajnih razlika u poreskom teretu (Godina: sig. = 0,955). Dakle, postoji zaseban značajan uticaj oblika organizovanja, ali ne i godina na poreski teret. To znači da se kod analiziranih preduzeća ne javljaju razlike u poreskom teretu u posmatranim godinama, ali da postoji razlika u poreskom opterećenju kada posmatramo različite oblike organizovanja poslovanja.

Da bi se utvrdilo koji se oblici organizovanja privrednih subjekata konkretno razlikuju, sprovedeni su dodatni testovi. Osnov za sprovođenje dodatnih testova dao je zaseban uticaj koji je statistički značajan. Naknadni testovi (*post-hoc*) upoređuju srednje vrednosti zasebno po svim parovima grupa. Rezultati pokazuju da li postoje razlike u ovim srednjim vrednostima. Stoga se u nastavku, u okviru Tabele 3, nalaze rezultati Takijevog testa (Tukey HSD). Ovaj test predstavlja test zaista značajne razlike (*Honestly Significant Difference*, HSD), koji se najčešće upotrebljava u istraživačkoj praksi.

Rezultati Takijevog testa pokazuju da se poreski teret akcionarskog društva razlikuje od poreskog tereta društva sa ograničenom odgovornošću (Sig. = 0,015) i javnih preduzeća (Sig. = 0,030). Takođe, rezultati analize su pokazali da se poreski teret akcionarskog društva za osiguranje ne razlikuje od poreskog tereta ostalih analiziranih organizacionih oblika. Poreski teret društva sa ograničenom odgovornošću razlikuje se od poreskog tereta akcionarskog društva (Sig. = 0,015) i javnog preduzeća (Sig. = 0,000). Poreski teret javnog preduzeća se razlikuje od poreskog tereta akcionarskog društva (Sig. = 0,030) i društva sa ograničenom odgovornošću (Sig. = 0,000). Poreski teret organizacionog oblika stalne poslovne jedinice nerezidentnih pravnih lica se ne rezlikuje od drugih analiziranih oblika organizovanja preduzeća.

Imajući u vidu da oblik organizovanja privrednog subjekta može da utiče na visinu poreske obaveze, može se zaključiti da preduzeća odabirom oblika organizovanja mogu da upravljaju visinom poreskog tereta. Na ovaj način, potvrđena je prva istraživačka hipoteza. Uzimajući u obzir činjenicu da nivo

Tabela 2 Rezultati testa ANOVA: Uticaji interakcije između promenljivih

Izvor	Zbir kvadrata	df	Srednja kvadratna vrednost	F	Sig.
Ispravljen model	235830380941056400000.000	14	16845027210075500000.000	2.574	.002
Presek	581240754709215000.000	1	581240754709215000.000	8.883	.003
Godina	60201808475601200.000	2	30100904237800600.000	.046	.955
Oblik organizovanja	178662606419329000000.000	4	44665651604832400000.000	6.826	.000
Godina*Oblik organizovanja	5034732976121920000.000	8	629341622015240000.000	.962	.466
Greška	18648434603846500000000.000	285	65433103873145800000.000		
Ukupno	23948043370017600000000.000	300	16845027210075500000.000		
Ispravljeno ukupno	2100673841325710000000.000	299			

Napomena: * R Squared = .112 (Adjusted R Squared = .069); Zavisna varijabla: Poreski teret

Izvor: Autori

Tabela 3 Rezultati Takijevog testa

Test: Tukey HSD

Oblik organizovanja		Razlike u srednjim vrednostima (I-J)	Standardna greška	Značajnost
Akcionarsko društvo	Akcionarsko društvo za osiguranje	379842930.31	473464852.944	0.930
	Društvo sa ograničenom odgovornošću	**316689652.60**	**100121243.440**	**0.015**
	Javno preduzeće	**-564107898.08**	**192917706.862**	**0.030**
	Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	69799360.64	473464852.944	1.000
Akcionarsko društvo za osiguranje	Akcionarsko društvo	-379842930.31	473464852.944	0.930
	Društvo sa ograničenom odgovornošću	-63153277.71	471249391.408	1.0000
	Javno preduzeće	-943950828.38	499268431.944	0.325
	Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	-310043569.67	660470054.194	0.990
Društvo sa ograničenom odgovrnošću	Akcionarsko društvo	**-316689652.60**	**100121243.440**	**0.015**
	Akcionarsko društvo za osiguranje	63153277.71	471249391.408	1.000
	Javno preduzeće	**-880797550.67**	**187414683.392**	**0.000**
	Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	-246890291.96	471249391.408	0.985
Javno preduzeće	Akcionarsko društvo	**564107898.08**	**192917706.862**	**0.030**
	Akcionarsko društvo za osiguranje	943950828.38	499268431.944	0.325
	Društvo sa ograničenom odgovornošću	**880797550.67**	**187414683.392**	**0.000**
	Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	633907258.71	499268431.944	0.710
Stalna poslovna jedinica nerezidentnog pravnog lica	Akcionarsko društvo	-69799360.64	473464852.944	1.000
	Akcionarsko društvo za osiguranje	310043569.67	660470054.194	0.990
	Društvo sa ograničenom odgovornošću	246890291.96	471249391.408	0.985
	Javno preduzeće	-633907258.71	499268431.944	0.710

Napomena: *na nivou značajnosti od 0,05; Square (Error) = 654331038731457920.000; Zavisna varijabla: Poreski teret

Izvor: Autori

poreskog tereta utiče na nivo naplaćenih prihoda od poreza na dobit preduzeća, može se izvesti zaključak da se promenom oblika organizovanja privrednog subjekta može umanjiti poreski prihod. Na ovaj način, potvrđena je i druga istraživačka hipoteza.

Ekonomski efekti koje ovaj poreski oblik može imati na poreski teret i poreski prihod imaju veliki značaj, te je nužno pristupiti odgovarajućoj reformi. Mikroekonomski efekti predstavljaju efekte koje poreski obveznik može imati na poreski teret, dok se makroekonomski efekti odražavaju na poreski prihod što, eksplicitno, utiče na poresku evaziju, stimulaciju privrednih aktivnosti i privredni razvoj. Stoga je, kod ovog ključnog elementa poreza na dobit preduzeća, potrebno detaljnije sagledati sve organizacione oblike omogućene aktuelnim Zakonom, u cilju postizanja veće efikasnosti u naplati ovog poreskog oblika.

Reforma poreza na dobit preduzeća i njegovih elemenata, kao i propisivanje posebnih pravila pri definisanju poreskog obveznika, nije samo značajna na nacionalnom nivou. Usaglašavanjem sa međunarodnom praksom RS bila bi na putu rešavanja i drugih dilema u vezi sa porezom na dobit preduzeća, poput dvostrukog oporezivanja, poreskog konsolidovanja, grupnog oporezivanja. Na međunarodnom nivou, značaj reforme poreza na dobit preduzeća, u smeru postizanja jedinstva pri definisanju poreskog obveznika, omogućio bi privlačenje investicija. Takođe, brojni problemi i specifičnosti kod oporezivanja dobiti bili bi rešeni, te bi se i problem poreske konkurencije znatno umanjio. Reformom bi se, eksplicitno, povećale privredne aktivnosti kao i saradnja poreskih organa na međunarodnom nivou. Na taj način, delovalo bi se i na polju poreske evazije.

Prema mišljenju autora, reformu je potrebno sprovesti na takav način da se, uz odgovarajuća poreska načela, precizno definišu poreski obveznici i način njihovog

obuhvata. Predlaže se i reinžinjering elemenata koji utiču na definiciju poreskog obveznika. Na osnovu utvrđene veze između organizacionog oblika privrednog subjekta i poreskog tereta, može se zaključiti da postoji stepen upravljanja poreskim teretom od strane poreskog obveznika, što značajno može umanjiti naplatu poreskih prihoda. Predlaže se i razmatranje rada poreskih organa u cilju smanjenja upravljanja poreskim teretom. Potrebno je precizno analizirati postojeće zakonske propise u vezi sa vođenjem registra poreskih obveznika. Potrebno je poboljšati način vođenja registra i pokrenuti inicijativu za izmenu zakona kojima se uređuje registracija privrednih subjekta. Delovanjem u ovom pravcu, kreatori poreske politike bi mogli da utiču na povećanje poreskih prihoda, približavanje međunarodnoj praksi procesom harmonizacije, privlačenje investicija, ali i na smanjenje evazije poreza.

ZAKLJUČAK

Rezultati istraživanja pokazuju da definiciju poreskog obveznika određuju elementi koji na nju utiču. Teorijskom analizom utvrđeno je da razlike u ovim elementima između zemalja omogućavaju poreskim obveznicima da zloupotrebljavaju nacionalne poreske sisteme. Na taj način, dolazi do izbegavanja određenih poreskih sistema i usporavanja procesa fiskalne harmonizacije.

Postavljene istraživačke hipoteze kojima se ispituje uticaj organizacionog oblika privrednog subjekta na poreski teret i poreski prihod su potvrđene. Rezultati rada pokazuju da postoji veza između poreskog obveznika i poreskog tereta u domenu poreza na dobit preduzeća. Rezultati ukazuju na to da postoji značajna razlika u poreskim teretima kod različitih oblika organizovanja (Sig. = 0,000). Stoga, možemo da zaključimo da poreski obveznici mogu upravljati nivoom poreskog tereta u zavisnosti od oblika organizovanja. Promenom oblika organizovanja privrednog subjekta može se umanjiti poreski prihod, čime dolazi do ekonomskih efekata koji nepovoljno utiču na privredni razvoj jedne zemlje.

U radu je, zbog ograničene transparentnosti podataka, izvršena analiza poreskog tereta i oblika organizovanja prvih 100 preduzeća na listi najuspešnijih, prema neto dobitku u Republici Srbiji u 2018. Shodno tome, autori daju preporuke za dalja ispitivanja analiziranih determinanti na primerima drugih zemalja. Otvorena su pitanja uticaja drugih elemenata definicije poreskog obveznika na poreski teret i poreski prihod.

Analiza prikazana u radu ukazuje na potrebe usklađivanja sa međunarodnom praksom, kao važnom osnovom za pozitivno poslovno okruženje u RS. Takođe, analiza naglašava značaj sprovođenja reforme poreskog obveznika kao elementa poreza na dobit preduzeća. Predlog potencijalne reforme trebao bi biti usmeren na definisanje poreskog obveznika i izmenu zakona kojima se uređuje registracija poreskih obveznika. Svojevrsno ograničenje u sprovođenju istraživanja predstavlja relativno mali broj radova u okviru stručne literature o elementu poreza na dobit preduzeća kao što je poreski obveznik. Ograničenje sprovedenog istraživanja je i nedovoljna transparentnost bilansa dovoljnog broja preduzeća, koji su neophodni za sprovođenje odgovarajuće empirijske analize. Takođe, nedostatak podataka iz poreskih bilansa onemogućava ispitivanje veze između prihoda od poreza na dobit preduzeća i drugih determinanti poreskog obveznika, kojom bi se dobila jasnija slika o vezi između ovih varijabli i njihovom uticaju na prihode. Stoga se rezultati empirijskog istraživanja mogu smatrati stitistički značajnim, a analiza osnovom za dalja istraživanja u ovoj oblasti. Konačno, autori smatraju da bi se potpunijim empirijskim istarživanjem mogla pružiti jasnija slika o ovom elementu, što bi, svakako, doprinelo i promovisanju značaja ovog poreskog oblika.

ZAHVALNICA

Ovaj rad je rezultat istraživanja koje je finansijski podržalo Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije (Ugovor br. 451-03-68/2022-14/200371 i Ugovor br. 451-03-68/2022-14).

REFERENCE

Addison, T. V. (2009). Shooting blanks: the war on tax havens. *Indiana Journal of Global legal studies*, *16*(2), 703-727. doi:10.2979/GLS.2009.16.2.703

Agencija za privredne registre. (2019). *Izveš*taj o sto naj privrednih društava u *2018. godini*. Retreieved march 25, 2022, from https://www.apr.gov.rs/upload/Portals/0/GFI%20 2019/STO_NAJ/STO_NAJ_2018_16102019.pdf.

Akkaya, Ş. (2011). *Küreselleşen ekonomik sorunlar ve vergilemenin küreselleşmesi*. İstanbul, TR: Filiz Kitabevi.

Antić, D. (2019). Elektronska oporeziva osoba-posljednja etapa evolucije personalnosti poreskog obveznika? *Godišnjak fakulteta pravnih nauka*, *9*(9), 176-188. doi:10.7251/ GFP1909176A

Arnold, J. (2008). Do tax structure affect aggregate economic growth? Empirical evidence from panel of OECD countries, *Working Papers, no. 643*, OECD Economics Department. doi:10.1787/236001777843

Arsić, M. i Ranđelović, S. (2017). Ekonomija oporezivanja: Teorija i politika. Beograd, RS: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu.

Atkinson, A. B., & Stiglitz, J. E. (2015). *Lectures on public economics: Updated edition*. Princeton, NJ: Princeton University press.

Blechová, B. (2005). Comparison of the corporate tax regimes in the eu member states. *MPRA Paper 18494*, University Library of Munich, Germany.

Brill, A., & Hassett, K. A. (2007). Revenue-maximizing corporate income taxes: The Laffer curve in OECD countries. *AEI Working Paper No. 137*. The American Enterprise Institute for Public Policy Research.

Brown, E., Cloke, J., & Christensen, J. (2011). The looting continues: Tax havens and corruption. *Critical perspectives on international business*, *7*(2). doi:10.1108/17422041111128249

Clausing, K. A. (2007). Corporate tax revenues in OECD countries. *International tax and public finance*, *14*(2), 115-133. doi:10.1007/s10797-006-7983-2

Dackehag, M., & Hansson, A. (2012). Taxation of Income and economic growth: An empirical analysis of 25 rich OECD countries. *Working Paper No. 6*, Lund University, Department of Economics, Sweden.

Delgado, F., Fernandez-Rodriguez, E., & Martinez-Arias, A. (2014). Effective tax rates in corporate taxation: A quantile regression for the EU. *Engineering Economics*, *25*(5), 487-496. doi:10.5755/j01.ee.25.5.4531

Devereux, M. P., Griffith, R., & Klemm, A. (2002). Corporate income tax reforms and international tax competition. *Economic policy*, *17*(35), 449-495. doi:10.1111/1468-0327.00094

Đurović Todorović, J., Đorđević, M. i Ristić, M. (2019). *Struktura savremenih poreskih sistema*. Niš, RS: Ekonomski fakultet Univerziteta u Nišu.

Gökçay, Ş. E. (2017). Taxation of limited taxpayer corporates under the corporate income tax law. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, *13*(13), 456-466. doi:10.17130/ ijmeb.2017ICMEB1735466

Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2007). *Statistics for the behavioral sciences*. Belmont, CA: Thomson Learning.

Green, R. A. (1993). The future of source-based taxation of the income of multinational enterprises. *Cornell Law Faculty Publications Paper 952*, 18-86.

Hoang, L. K., Tan, C. B., My, L. K., & Nguyen, D. T. T. (2021). Taxation and economic growth: A regression analysis based on a new classification. *Economic Horizons*, *23*(3), 225-240. doi:10.5937/ekonhor2103225H

Koester, R., & Kormendi, R. (1989). Taxation aggregate activity and economic growth: Cross country evidence on some supply-side hypotheses. *Economic Inquiry*, 27(3), 367-386.

Lang, M. (2013). „Aggressive Steuerplanung" - Eine Analyse der Empfehlung der Europäischen Kommission. *SWI - Steuer und Wirtschaft International*, *23*(2), 62-68.

Loretz, S. (2008). Corporate taxation in the OECD in a wider context. *Oxford Review of Economic Policy*, *24*(4), 639-660.

Murphy, K. (2004). Aggressive tax planning: Differentiating those playing the game from those who don't. *Journal of Economic Psychology*, *25*(3), 307-329. doi:10.1016/S0167-4870(03)00011-4

Myles, G. D. (1995). *Public economics*. Cambridge, MA: Cambridge university press.

OECD. (2020). *Corporate tax statistics*. Paris, FR: OECD Publishing.

Oktar, S. A. (2017). *Vergi hukuku*. İstanbul, TR: Türkmen.

Orviska, M., & Hudson, J. (2003). Tax evasion, civic duty and the law abiding citizen. *European Journal of Political Economy*, *19*(1), 83-102. doi:10.1016/S0176-2680(02)00131-3

Padovano, F., & Galli, E. (2001). Tax rates and economic growth on the OECD countries. *Economic Inquiry*, *39*(1), 44-57. doi:10.1111/j.1465-7295.2001.tb00049.x

Paientko, T., & Proskyra, K. P. (2016). Corporate income tax: Evolution, problems and possible solutions. *Economic Annals*, *156*(1-2), 44-48. doi:10.21003/ea.V156-0010

Palan, R., Murphy, R., & Chavagneux, C. (2013). *Tax havens: How globalization really works*. Ithaca, NY: Cornell University Press.

Plosser, C. (1992). The search for growth. *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, 1992, 57-86.

Ranđelović, S. (2011). Unapređenje performansi poreskog sistema Srbije kroz reformu poreza na dobit. *Računovodstvo*, 9-10, 94-106.

Romer, C., & Romer, D. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimated based on a new measure of fiscal schocks. *American Economic Review, 100*(3), 763-801. doi:10.1257/aer.100.3.763

Rosen, H. S. (2012). Growth, distribution, and tax reform: Thoughts on the Romney proposal. *Working Paper, 1400*, Princeton University, Department of Economics, Center for Economic Policy Studies.

Shaviro, D. (2004a). *Corporate tax shelters in a global economy: Why they are a problem and what we can do about it*. Washington, DC: American Enterprise Institute

Shaviro, D. (2004b). Social security privatization and the fiscal gap. *Ohio State Law Journal*, *65(1)*, 95-109.

Slemrod, J. (1995). What do cross country studies teach about government involvement prosperity, and economic growth? *Brookings Paper on Economic Activity, 26*(2), 373-431.

Sokolovska, O., & Belozyorov, S. (2019, January). *Taxation of digital corporations: Options for reforms*. Paper presented at the 2nd International Scientific conference on New Industrialization: Global, national, regional dimension (SICNI 2018). Published by Atlantis Press. doi:10.2991/sicni-18.2019.48

Stoilova, D., & Patonov, N. (2012). An empirical evidence for the impact of taxation on economic growth in the European Union. Paper presented at the International conference Tourism and Management Studies, Universidade do Algarve Faro, Portugal, *3*, 1031-1039. doi:10.15826/jtr.2019.5.2.064

Šimović, J. i Šimović, H. (2006). *Fiskalni sustav i fiskalna politika Europske unije*. Zagreb, HR: Pravni fakultet Univerziteta u Zagrebu.

Tax Foundation. (2018). *Corporate income tax rates around the world, 2018. No. 623*, Washington, DC: Rachel Shuster Designer, Dan Carvajal.

Van der Horst, A., Bettendorf, L. J., & Rojas-Romagosa, H. (2007). Will corporate tax consolidation improve efficiency in the EU? *Working Paper, No. 07-076/2*, Amsterdam and Rotterdam, NL: Tinbergen Institute.

Widmalm, F. (2001). Tax structure and growth: Are some taxes better than others? *Public Choice*, *107*(3-4), 199-219. doi:10.1023/A:1010340017288

Zee, H. H., Stotsky, J. G., & Ley, E. (2002). Tax incentives for business investment: A primer for policymaker in developing countries. *World development*, *30*(9), 1497-1516. doi:10.1016/S0305-750X(02)00050-5

Primljeno 16. maja 2022,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 24. novembra 2022.
Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Jadranka Đurović Todorović je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Nišu, gde je i doktorirala. Izvodi nastavu iz nastavnih predmeta Javne finansije i monetarna ekonomija na osnovnim studijama, Javne finansije II i Monetarna ekonomija II na master studijama i Finansijska teorija i politika na doktorskim studijama. Oblasti njenog naučnostručnog interesovanja su javne finansije, monetarna politika i ekonomski razvoj.

Marina Đorđević je redovni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Nišu, gde je i doktorirala. Izvodi nastavu iz nastavnih predmeta Javne finansije i monetarna ekonomija na osnovnim studijama, Javne finansije II i Monetarna ekonomija II na master studijama i Teorija i politika na doktorskim studijama. Oblasti njenog naučnostručnog interesovanja su javne finansije, monetarna politika i ekonomski razvoj.

Milica Ristić Cakić je doktorand na Ekonomskom fakultetu Univrziteta u Nišu. Angažovana je, u svojstvu istraživača, u Inovacionom centru Univerziteta u Nišu i kao nezaposleni saradnik na Ekonomskom fakkultetu u Nišu. Oblasti njenog interesovanja su javne finansije, fiskalna politika i finansijsko izveštavanje.

THE TAXPAYER AS AN ELEMENT OF CORPORATE INCOME TAX: THE ECONOMIC EFFECTS OF AND OPTIONS FOR FUNDAMENTAL REFORM

Jadranka Djurovic Todorovic[1], Marina Djordjevic[1] and Milica Ristic Cakic[2]

[1]*University of Nis, Faculty of Economics, Nis, The Republic of Serbia*
[2]*Innovation Center of the University of Nis, Nis, The Republic of Serbia*

Although a complex taxation system can affect a company's operations, its negative effects can be significantly greater at the macroeconomic level. Given the fact that it can make it more difficult to attract investments and collect revenue, the corporate income tax system has been the subject matter of numerous research studies for many years now. Modern business conditions initiated their frequent reforms, as well as the numerous dilemmas related to them. The paper deals with the taxpayer as an element of corporate income tax. Although numerous papers investigate the (dis)unity of tax systems in defining corporate income taxpayers, few authors examine the economic effects of these discrepancies. Also, most research studies are focused on examining the other elements of this tax form, such as the tax rate or tax incentives. In this paper, an effort is made to find a connection between the form of the organization of a business entity and the tax burden in the domain of corporate income tax. The research study aims to indicate the importance of the economic effects of this tax element and to propose its reform. The research has confirmed the initial assumption, respectively; it has shown that different forms of the organization of business entities bear different burdens of paying corporate income tax, which affects the amount of the tax revenue that could be collected. The results have shown that the sampled companies paid less tax due to corrections and adjustments in tax balances and tax returns.

Keywords: corporate income tax, taxpayer, tax burden, tax revenues

JEL Classification: E62, H20, O23

Ekonomski horizonti, Septembar - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 297 - 311
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Review paper
UDC: 338.23:336.74
doi:10.5937/ekonhor2203297S

EFFECTS OF THE IMPLEMENTATION OF THE INFLATION TARGETING REGIME ON ECONOMIC GROWTH

Suzana Stevanovic[1], Ivan Milenkovic[2*] and Sladjana Paunovic[3]

[1]*University of East Sarajevo, Faculty of Business Economics in Bijeljina, Bosnia and Herzegovina*
[2]*University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica, The Republic of Serbia*
[3]*University of East Sarajevo, Faculty of Economics in Pale, Bosnia and Herzegovina*

This research study is focused on the examination of the influence of the introduction and implementation of the monetary Inflation Targeting (IT) regime: the level of the inflation rate and the Gross Domestic Product (GDP) growth rate, as well as inflation and the GDP volatility. Conditional variance is calculated by fitting an empirical Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) model to an annualized quarterly date for the period from 1993Q1 to 2020Q3, all in order to assess volatility. The results of the regression model showed that there was a positive statistical significance between the instability of inflation and the instability of the growth rate of the GDP in the three analyzed countries (namely in Albania, Turkey and the Republic of Serbia). The result of introducing the IT regime when the GDP growth rate volatility is concerned is statistically significant in Serbia and Turkey and led to reduction in the GDP volatility and stabilization. However, the applied regression model indicated that, in the case of Albania and Romania, the introduction of the IT regime did not have a statistically significant impact on the GDP growth rate volatility.

Keywords: inflation targeting, economic growth, GARCH, regression model

JEL Classification: C32, E47, O11, O42

INTRODUCTION

During the 1990s, major changes took place in the way the monetary policy was being conducted. In developed economies, numerous innovative ideas emerged. One of these ideas is the concept of the Inflation Targeting (IT) which was first established as the monetary policy regime in New Zealand in 1990. This concept then spread to Canada, the United Kingdom, Australia, and many other countries (Bernanke & Mishkin, 1997; Svensson, 1999). At first, the concept began to be applied only by developed countries, then later by developing and transition countries as well. S. Stevanović and I. Milenković (2020) highlight the positive effects of the IT as a monetary strategy on economic growth and financial

* *Correspondence to:* I. Milenkovic, Faculty of Economics in Subotica, University of Novi Sad, Segedinski put 9-11, 24000 Subotica, The Republic of Serbia;
e-mail: ivan.milenkovic@ef.uns.ac.rs

stability in Canada and New Zealand. During the analyzed period (2008-2017), the target (1-3%) was not achieved only in the period marked by the financial crisis of 2008-2011. The ultimate goal of the IT as a monetary strategy is to ensure price stability. This monetary policy regime implies that inflation rates are adjusted to a predefined target, which solves the problem of time inconsistencies in the monetary policy. The set monetary target is determined either in the target interval form or in the target value form. The target is most often presented as the Consumer Price Index (CPI) or certain variants of the same, with the exclusion of certain variables.

The implementation of the IT as a monetary strategy is complex and requires commitment from monetary policymakers in creating certain preconditions for its implementation. Therefore, the question of examining its effectiveness arises.

This article is aimed at assessing the effects of the application of the IT monetary regime in the Republic of Serbia, Turkey, Albania and Romania in the period from 1993 to 2020.

The National Bank of Serbia (NBS) adopted the IT regime at the beginning of 2009. The practice of the implementation of the aforementioned monetary policy strategy began in August 2006, based on the Memorandum on the New Monetary Policy Framework. The target inflation rate was determined based on annual changes in the CPI. The aim pursued by the NBS was not to undermine the stability of the financial system and the achievement of the target rate of inflation (NBS, 2008).

The Central Bank of Turkey (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasi, TCMB) successfully implemented the disinflation process in the period from 2002 to 2005, so all the preconditions were created for the introduction of a new monetary regime, the so-called IT regime, in 2006. Intended to eliminate the consequences caused by the global crisis (2008), the TCMB revised its IT regime by introducing an asymmetric and broader range of multi-instrument corridors to the existing regime, as well as a flexible framework based on the active liquidity policy. Through this revision, the TCMB introduced an asymmetric and broader range of multi-instrument corridors to the current regime, as well as a flexible framework based on the active liquidity policy. The TCMB has been applying explicit full-fledged IT since 2021. The defined medium-term inflation target of 5% was retained (TCMB, 2022).

Following the period of the previous financial crisis, the Bank of Albania (BA) introduced a new monetary regime in order to target the inflation in 2009, after having targeted monetary aggregates. That year, it also submitted a request to join the European Union. In order to meet the inflation-related Maastricht criterion, the BA set the inflation rate at 3% with a ± 1% deviation. The inflation achieved in this range is considered to be supportive of price stability and economic growth. The preservation of price stability became the main goal of the monetary policy of the BA. Through low and stable inflation rates, it is possible to achieve long-term effects in the field of resource allocation in the economy and imitate financial stability (IMF, 2011).

A. Niculina and M. Catalina (2009) state that the Central Bank of Romania (NBR) has abandoned the monetary regime of the exchange rate targeting and has introduced direct IT. Analyzing broadly the monetary policy, takes into consideration the case of Romania, noticing that there are essentially two types of comments:

- The one in which the monetary policy was criticized for a too slow (too meagre and/or too late) increase in reference rates as compared to inflation, which largely was the case prior to the outbreak of the 2008 global financial crisis.
- The second type of comments referred to criticizing the overly slow reduction in the monetary policy rate, not taking into account the fact that several episodes of the abrupt fall in inflation were due to favorable supply-side shocks, which largely was the case after the global crisis had hit Romania, starting in the second part of 2008.

The impact of the introduction of the IT regime on the level of inflation rates, the level of the GDP growth rates, the inflation rate and GDP growth rate

volatility are examined in this paper. The main goal of the research study is to examine the impact of the introduction of IT on the economic growth of the selected countries.

The subject matter of the research is the examination of the effectiveness of IT and its impact on economic growth.

The research is aimed at examining the impact of IT as a monetary strategy on economic growth and a comparison of the results achieved between the selected developing countries.

The research is based on the following hypotheses:

H1: There is a positive impact of the inflation rate from the previous period on the current inflation rate movement.

H2: The IT regime had a positive impact on the GDP growth rate movement.

H3: Inflation volatility increases the uncertainty of the GDP growth rate.

H4: The IT regime decreases the GDP growth rate volatility.

Using the GARCH model, inflation volatility and the GDP volatility series were created. The analysis of the impact of the introduction of IT and inflation volatility on the GDP growth rate was carried out using a regression model. Quarterly data were used due to a larger number of observations. The analysis pertains to the period from 1993Q1 to 2020Q3 for Serbia, Turkey, Albania and Romania, which all introduced IT as a monetary strategy during 2009, 2006, 2009 and 2005, respectively.

The paper is interesting from the aspect of comparing the effects of the application of the monetary regime of IT in selected developing countries.

The paper is organized into four parts. First, a literature review is given. Second, the description of the variables and methodological research framework is presented. In the third part of the paper, the results of the econometric analysis are presented, and in the fourth part the concluding considerations are given.

LITERATURE REVIEW

Ever since the concept of IT and its impact on inflation volatility came to life as a monetary policy regime more than thirty years ago, it has been the subject matter of analysis made by numerous scientists.

In this part of the paper, a literature review prepared by the authors who were engaged in researching the impact of IT as a monetary strategy on inflation volatility and the GDP volatility is presented using one of the versions of the GARCH model.

A. Kontonikas (2004) used the GARCH-M model to examine the relationship between the previous inflation rate and inflation uncertainty in the United Kingdom using quarterly data for the period from 1972 to 2002. The results indicate that there is a positive statistical relationship between the previous inflation rate and the current inflation uncertainty. Adopting explicit IT eliminates inflation persistence and reduces long-term uncertainty.

The research study conducted by the authors N. Ç. Yavuz and B. Güriş (2004) was based on the GARCH model. They examined the impact of shocks on the GDP volatility in the long run and in the short run. They used quarterly data on a data sample from Turkey, and the period covered by the analysis was from 1987 to 2003. The results show that, although there were shocks in the analyzed period (economic and political events and the earthquake shock), they have no effect on the real GDP growth rate uncertainty in the long run, but they caused breaks in the short run instead.

J. E. Payne (2009) studied the influence of IT on inflation uncertainty in Thailand from 1965 to 2007 using the ARIMA-GARCH model and yearly data. The conclusions indicate that IT has an effect on reducing inflation volatility in the analyzed period from 2000 to 2007 and also that an increase in the inflation rate affects an increase in inflation uncertainty as well.

B. K. O. Tas (2012) analyzed the impact of IT on inflation uncertainty for the period from 1957 to 2008 by using the monthly data of six developed and 13 developing countries with the help of the PARCH

and GARCH models. The results show that a country applying IT as a monetary regime has significantly lower inflation variability after the introduction of this regime. The developing countries that have experienced hyperinflation periods benefit more from the introduction of IT. Also, the level of inflation and its volatility demonstrate the presence of a strong positive statistical relationship.

W. L. Kumo (2015) investigates the impact of IT as a monetary policy measure on economic growth in South Africa using the GARCH model. Its results show that the period preceding the introduction of this monetary policy measure (1960Q1-1998Q4) was characterized by high and more volatile inflation, which had a statistically relevant negative effect on the economy. The results of the analysis indicate that, during the period when the IT regime was being applied (2000Q1-2013Q3), inflation volatility did not have a statistically significant impact on economic growth in South Africa. The results of this research indicate that a low and stable growth of the general price level has been achieved in South Africa since 2000 with the adoption of the IT monetary regime, which on its part has created a stimulating environment for economic growth. W. L. Kumo (2015) proposes urgent structural reforms in order to ensure greater flexibility in the disinflation regime for achieving greater economic growth.

In their research study, the authors H. G. A. Valera, M. J. Holmes and G. M. Hassan (2017) analyzed the impact of the introduction of IT on the movement of the inflation level and its volatility. For the purpose of their analysis, they applied the Novel Panel GARCH model for the period from 1987 to 2013 on a sample of eight Asian countries. The results of this analysis indicate that the introduction of IT as a monetary strategy led to a reduction in the inflation level and its volatility in the case of the Philippines and South Korea.

S. Kyaw, T. Kyaw and C. Nimanussornkul (2016) used the ARIMA GARCH model to study the correlation between inflation volatility and economic growth in the Alliance of the Republic of Myanmar using the annual data from 1980 to 2014. The results indicate that there is a positive statistical relationship between inflation and inflation volatility. The findings show that higher and lower inflation has a negative impact on economic growth as measured by the GDP growth. There is also a long-term cause-and-effect relationship between inflation variables, dummy inflation, inflation volatility and economic growth.

Using the GARCH model and the Panel Vector Autoregressive (PVAR) technique, the authors S. T. Nene, D. I. Kehinde and S. Mashapa (2022) examined the volatility of inflation in order to determine the impact of IT on economic growth in the selected African and European countries. Their research confirms the advantages of the introduction of IT policy in the European countries in relation to the African countries, and as a potential explanation they conclude that the European countries have better economic conditions compared to the African countries. The authors S. T. Nene, D. I. Kehinde and S. Mashapa (2022) state that the effect of the IT monetary regime on inflation uncertainty and economic growth is different for the observed countries. Therefore, the monetary authorities should examine the state of the economy in more detail before introducing any regime or any new policy.

THE DESCRIPTION OF THE VARIABLES AND THE METHODOLOGICAL FRAMEWORK OF THE RESEARCH

This analysis examines:

- The impact of the inflation rate of the prior period on the current inflation rate movement.
- The impact of inflation volatility on the volatility (instability) of the GDP growth rate as the main indicator of economic growth.
- The impact of the introduction of IT on the GDP growth rate.

In order to generate a greater number of observations, this research study is based on quarterly data. The analysis period is the period from 1993Q1 to 2020Q3, for Serbia, Turkey, Albania and Romania, which all

introduced IT as a monetary strategy during the years 2009, 2006, 2009 and 2005, respectively.

The data used in the analysis were retrieved from the website of the International Monetary Fund's International Financial Statistics (IFS). The variables used in the research are shown in Table 1.

As the data on inflation and the GDP used in the paper are quarterly due to a larger number of observations, seasonal adjustment was performed using the Census X-11 method (McKenzie, 1984; Den Butter, Coenen & Van de Gevel, 1985) based on the principle of moving averages.

It is shown in the Table 2 that the descriptive measures for the inflation rate and the real GDP growth rate (the mean and the standard deviation) for Serbia, Turkey, Albania and Romania for the period from 1993Q1 to 2020Q3. In the analyzed countries, a cross-section of the period was made, indicating the period before and the period after the implementation of IT as a monetary strategy.

After the implementation of the monetary IT regime, it is clear that the analyzed countries faced lower average inflation rates and lower inflation volatility measured by the standard deviation, which is especially noticeable in Serbia, Romania and Turkey, the countries facing high inflation rates (periods of hyperinflation).

The volatility of the GDP growth rate decreased in all four analyzed countries after the introduction of inflation targeting, in particular this difference in the volatility of the GDP growth rate being applied in Albania and Serbia. In Serbia, the GDP growth rate fell after the introduction of the monetary strategy of IT in relation to the period before it. Also, in Turkey, a slight decline in the GDP growth rate is noticeable after the introduction of IT. Only in Albania is there a slight increase in the GDP growth rate from 2.820% before and 3.075% after the introduction of the mentioned monetary regime. Figure 1 shows the movement of the inflation rate and the real GDP growth rate in the period from 1993Q1 to 2020Q3 Serbia, Albania, Turkey and Romania.

High oscillations of inflation were observed in the first 30 observed quarters in Serbia, whereas the mentioned oscillations decreased after that. It can also be noticed that the trend of the real GDP rate had more oscillations in the first 30 observed quarters (until around the second quarter of 1997). The GDP rates expressed on a quarterly basis were negative, with the lowest negative GDP rate recorded in the

Table 1 The overview of the research variables

Variable	Abbreviation	Source
The quarterly growth rate of the gross domestic product	GDP	International Financial Statistics
The consumer price index	CPI	International Financial Statistics
Inflation	INF	Calculated from CPI - the quarterly growth rate
GDP volatility	GDP_VOL	Modeled by the GARCH model
Inflation volatility	INF_VOL	Modeled by the GARCH model
High inflation*	DHIGH	The dummy variable
Inflation targeting **	IT	The dummy variable

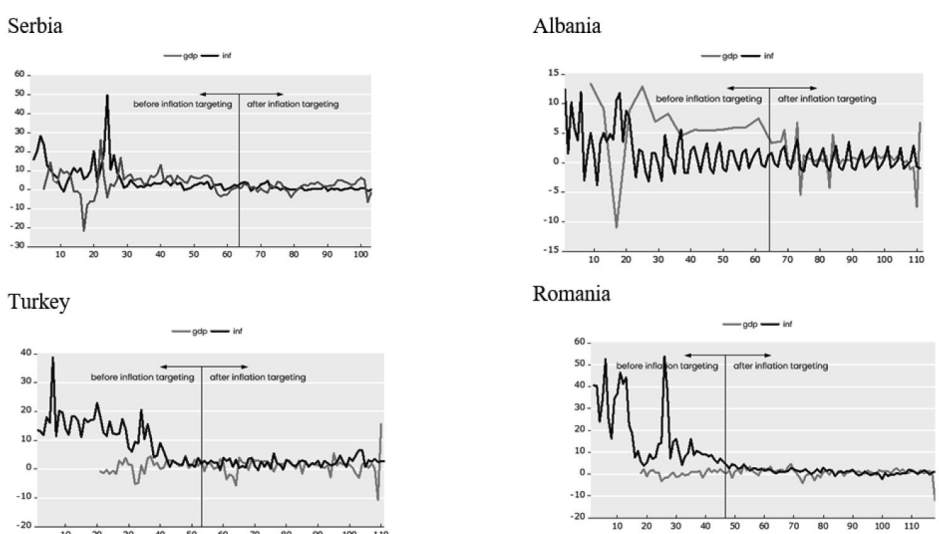
Note: * The dummy variable denoting high inflation (DHIGH) takes the value 1 when the inflation rate is over 10% and if it is lower than 10%, it takes the value 0. ** The dummy variable denoting the period of the implementation of the monetary regime of inflation targeting (IT) occupies the value 1, denoting the period after the introduction, and the value of 0 before the introduction of the said regime.

Source: Authors

Table 2 The descriptive statistics of the inflation rate and the GDP rate for the target countries

The total period of analysis				
Countries	The GDP growth rate		The inflation rate	
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev
Serbia	3.06	4.71	4.57	0.72
Turkey	4.61	4.59	5.85	0.59
Albania	2.92	7.94	1.1	0.26
Romania	1.95	5.61	4.16	0.71
The period before the introduction of the IT regime				
	The GDP growth rate		The inflation rate	
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev
Serbia	4.03	6.07	7.54	1.17
Turkey	4.61	5.06	10.03	0.96
Albania	2.82	10.28	1.68	0.46
Romania	20.23	6.55	9.39	1.53
The period after the introduction of the IT regime				
	The GDP growth rate		The inflation rate	
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev
Serbia	1.90	1.97	1.04	0.19
Turkey	4.59	4.12	2.34	0.21
Albania	3.08	1.71	0.52	0.21
Romania	3.67	4.01	0.97	0.12

Source: Authors



Notes: The X coordinate: the period in quarters; the Y coordinate: the percentage (%).

Figure 1 The movement of the inflation rate and the real GDP growth rate for the period from 1993Q1 to 2020Q3 in the selected countries

Source: Authors

first quarter of 1999 at -21.5%. The highest inflation rate in the analyzed period was recorded in the fourth quarter of 1993, amounting to 372.6%.

In Turkey in the analyzed period (1993Q1-2020Q3), there were high fluctuations in the inflation rate and low growth rates of the real GDP in the first 40 quarters. The maximum inflation rate in the second quarter of 1994 was over 38%. The stabilization of inflation is observed after the 40 quarters, the quarterly rate being in the range of about 1-3%. Mild fluctuations in the real GDP growth rate were recorded between the 60th and 70th quarters (the periods before and after the financial crisis) and larger oscillations were perceived at the end of the observed period (the period after the second financial crisis).

Albania passed through a large transition process which resulted in the high oscillations of inflation rates and especially the GDP rates. The mentioned categories of significant oscillations were especially present in the first 20 quarters of the analysis. After this period, there were still uniform oscillations of the inflation rate and uneven GDP rates. After the period of the first financial crisis, the Central Bank of Albania introduced a new monetary regime of inflation in 2009, having targeted monetary aggregates. The stabilization of the inflation rate has clearly been noticed since 2009, while the growth rate of the GDP is still characterized by unstable movement. Especially large GDP fluctuations are noticed at the end of the analyzed period (Q1, Q2, Q3, 2020).

The movement of the quarterly inflation rate and the real GDP rate was shown in the previous graph. There was a high oscillation of the inflation rate in the first 40 quarters, i.e. in the first 10 observed years. The real GDP growth rates of this period were also low. The growth rate of the GDP had mild oscillations during the observed period. The end of the analyzed period has a tendency to decline. Expressed in the CPI, inflation was confirmed in the first years of the analysis. In the first quarter of 1993, it was 34.51%, so in the first quarter of 1994 this rate increased to 44.29%. Until the second quarter of 1997, inflation was around 10% on average, so this rate rose to 53.86%. The stabilization of inflation has been evident since 1998, and quarterly inflation rates have fluctuated around 2% since 2005.

In order to investigate whether the introduction of the monetary strategy of IT leads to a reduction in inflation and GDP volatility, a regression model was used in this research. The regression model is applied for this purpose. The series of inflation and GDP volatility was determined on the basis of the GARCH model (Fang & Miller, 2009; Syed, Bushra, Christian & Nawazish, 2014). Prior to the evaluation of the GARCH model (Bollerslev, 1986; Engle, 2001), the stationarity of the series had been tested and the ARCH-LM test (Engle, 1982) had been conducted so as to assess the adequacy of the application of the GARCH model in modeling inflation volatility. Checking the stationarity of the inflation rate and the GDP series was performed using the following three tests: the Augmented Dickey-Fuller - ADF test, the Philips - Peron test and the KPSS test.

The results of the econometric analysis

The results of the GARCH (1,1) analysis

In order to model the inflation rate and the GDP rate series using the GARCH model, it is necessary to check whether the mentioned series are stationary or not. The verification of the stationarity of the analyzed series in the selected countries was performed using the following three tests: the Augmented Dickey-Fuller - ADF test, the Philips - Peron test and the KPSS test (Liew, Lau & Ling, 2005). The test results are accounted for in Table 3.

In the case where only the constant was used as a deterministic component, all the tests showed the series stationarity, except in the case of the Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin test on the GDP series in Romania. When the trend is included in the deterministic component, only the Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin test indicated the presence of the unit root in the case of the inflation rate series for Serbia and Romania, so that the final conclusion can be made that the series are stationary and they will be used as such in further analysis.

Table 3 The stationarity of the inflation rate and the GDP rate in the selected countries

Country	Variable	ADF test		Philips-Perron test		Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin test	
		Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, trend
Serbia	INF	-3.598*	-6.006*	-4.706*	-6.074*	0.906*	0.116
	GDP	-3.539*	-3.545**	-6.643*	-6.669*	0.481**	0.161**
Turkey	INF	-2.953**	-4.146***	-3.644*	-6.845*	0.915*	0.285*
	GDP	-11.332*	-11.320*	-11.549*	-11.547*	0.219**	0.129**
Albania	INF	-4.584*	-4.669*	-8.732*	-9.453*	0.722**	0.168**
	GDP	-3.157**	-3.654*	-3.975**	-4.396*	0.783*	0.256**
Romania	INF	-3.818*	-4.942*	-3.553*	-4.843*	1.102*	0.252
	GDP	-4.773*	-4.644*	-4.685*	-4.546*	0.115	0.156**

Notes: * statistical significance at 1%, ** statistical significance at 5%, and *** statistical significance at 10%

Source: Authors

Prior to evaluating the GARCH model, it is necessary to conduct the ARCH-LM test in order to assess the adequacy of the application of the GARCH model. The results of the ARCH-LM test are shown in Table 4.

Table 4 The ARCH-LM test results

	Serbia	Turkey	Albania	Romania
Inflation rate series				
F-test	20.531	27.560	8.389	19.346
P-value	0.000	0.000	0.005	0.000
GDP series				
F-test	49.842	57.596	29.319	33.459
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000

Source: Authors

The ARCH-LM test confirmed the justification for modeling the inflation and GDP series in the selected countries using the GARCH model at a significance level of 1%.

The results of the GARCH (1,1) analysis for a series of inflation rates in the analyzed countries

In Table 5, the results of the GARCH (1,1) estimation of the model for the inflation rate series using the EViews econometric software are shown. The assessment was performed using the maximum likelihood method.

The obtained mean equation shows that the lagged value of the inflation rate is statistically significant at the level of 1% in the case of Serbia, Turkey and Romania. A conclusion can be drawn that there is a statistically significant positive impact of the inflation rate from the previous period on the movement of the current inflation rate, except in the case of Albania. So, in the case of Albania, the previous movement in the inflation rate did not have an impact on future movements. The results of the evaluation of the GARCH (1,1) model for the inflation in the observed period indicate the presence of GARCH effects in the time series.

Based on the GARCH model, the inflation volatility series were created. These series of inflation volatility in the selected countries are shown in Figure 2.

Table 5 The GARCH (1,1) model for the inflation rate series

Variables	Serbia	Turkey	Albania	Romania
Mean equation				
C	0.574*	0.951*	0.517*	0.448*
INF(-1)	0.571*	0.666*	0.051	0.622*
Equation of variance				
C	8.775*	-0.072***	0.051	0.159
RESID(-1)^2	0.950*	-0.055*	-0.108***	1.006*
GARCH(-1)	-0.113**	1.029*	1.087*	0.416*

Notes: * statistical significance at 1%, ** statistical significance at 5%, *** statistical significance at 10%

Source: Authors

Table 6 The GARCH model for the real GDP growth rate series

Variables	Serbia	Turkey	Albania	Romania
Mean equation				
C	0.924**	0.959*	0.037	0.317*
GDP(-1)	0.613*	0.232*	0.005*	0.324*
Equation of variance				
C	-1.071**	5.778*	-0.001	1.688**
RESID(-1)^2	0.519**	0.555*	2.937*	-0.200*
GARCH(-1)	1.053*	-0.402*	0.195*	0.588*
IT	-1.036**	-2.545**	0.0001	0.404*

Source: Authors

The results of the GARCH (1,1) analysis for the gross domestic product growth rate series in the analyzed countries

In the GARCH model, an additional regressor (the IT dummy variable) is included in order to determine the impact of IT on the movement of the GDP growth rate. Table 6 shows the GARCH model for the series of the real GDP growth rates in Serbia, Turkey, Albania and Romania.

In Serbia, Turkey and Romania, the presented model indicates the statistical significance of all parameters, so there is a statistically significant impact of both the ARCH and GARCH parameters, as well as the IT-regime-related dummy variables. In Albania, there are statistically significant parameters at the risk level of 1% with the ARCH and GARCH components, except for the parameter with the IT dummy variable, which is not statistically significant. It can be concluded that the introduction of inflation targeting had a negative impact on the GDP growth in the observed period in the cases of Serbia and Turkey. In the case of Romania, that impact was positive and statistically significant, whereas in case of Albania the model showed no statistically significant positive impact. Based on the GARCH model, the GDP volatility series was determined (Figure 3).

The influence of IT and inflation volatility on the GDP volatility - the results of the analysis

Table 7 below shows the stationarity of the inflation volatility and GDP volatility series, which is necessary in order to successfully analyze the impact of the introduction of IT as a monetary strategy and the impact of inflation volatility on the GDP volatility.

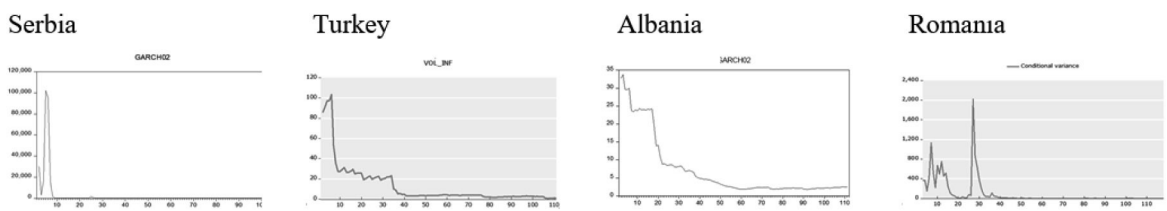


Figure 2 Inflation volatility in the selected countries in the period from 1993 to 2020

Source: Authors

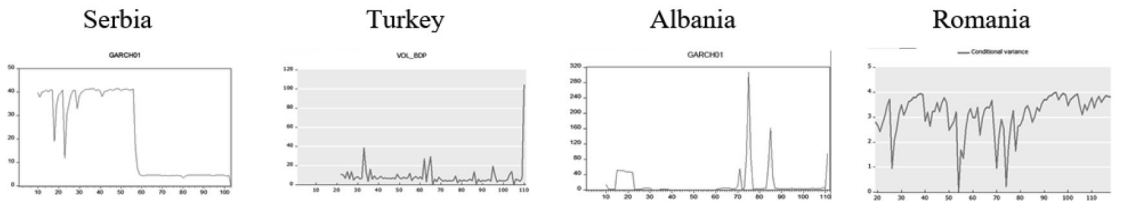


Figure 3 The GDP volatility in the selected countries in the period from 1993 to 2020

Source: Authors

According to the results of the stationarity tests, both series (INF_VOL, GDP_VOL) are stationary at the level in the selected countries.

Since it could be concluded after the stationarity tests that both series were stationary at the level, a further analysis of the impact of inflation volatility and the selected dummy variables (IT, DHIGH) on the GDP volatility could be performed using a regression model. The created regression model is shown in Table 8.

The diagnostic test shows that the residuals are not serially correlated. The residuals are homeoskedastic and normally distributed.

It can be concluded that, in Turkey and Serbia, all the parameters are statistically significant at the risk level of 1% and have an impact on the movement of the real GDP volatility, except for the DHIGH dummy variable that refers to high inflation in Turkey. Based on the presented regression model for Albania, a conclusion can be made that inflation volatility and the DHIGH

Table 7 The stationarity of the inflation volatility and GDP volatility series

Variable	Inflation volatility					
	At the level					
	ADF test		Philips-Perron test		Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin test	
Inf. Vol.	Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, Trend
Serbia	-5.153*	-5.367*	-5.214*	-5.387*	0.354***	0.139***
Turkey	-3.627*	-3.700**	-5.978*	-5.115*	0.470**	0.160**
Albania	-3.690*	-4.939*	-2.997**	-4.279*	0.833*	0.269*
Romania	-5.568*	-6.462*	-5.584*	-6.513*	0.785*	0.168**
Variable	GDP volatility					
	ADF test		Philips-Perron test		Kwiatkowski-Philips-Schimdt-Shin test	
GDP Vol.	Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, trend	Constant, no trend	Constant, Trend
	At level					
Serbia	-3,517*	-4,011*	-3,598*	-4,146*	0,576***	0,156**
Turkey	-4.961*	-5.110*	-5.099*	-4.949*	0.392***	0.153**
Albania	-6.085*	-6.059*	-5.778*	-5.754*	0.147**	0.166**
Romania	-5.109*	-5.413*	-4.957*	-5.305*	0.361***	0.152**

Notes: * statistical significance at 1%, ** statistical significance at 5%, *** statistical significance at 10%

Source: Authors

Table 8 The regression model - the influence of IT and inflation volatility on the GDP volatility

Variables	Coefficient (Standard error)			
	Serbia	Turkey	Albania	Romania
C	20.113* (4.775)	7.921* (2.852)	5.258 (9.591)	5.183* (0.185)
INF_VOL	0.139* (0.024)	0.766* (0.241)	0.781* (0.247)	-0.001 (0.000)
IT	-14.135** (6.466)	-5.929* (1.943)	-4.163 (12.996)	0.019 (0.290)
DHIGH	60.965* (9.574)	-4.495 (5.637)	100.444* (33.023)	0.569 (0.569)
R^2	0.610	0.355	0.203	0.017
F-test	51.243	9.958	8.987	0.554
P-value	0.000	0.000	0.000	0.646

Diagnostic test	Serbia	Turkey	Albania	Romania
Breusche-Goldfrey serial correlation LM test (p value)	0.859874 (0.256641)	0.256447 (0.7744)	3.54678 (0.165548)	0.957456 (0.21897)
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test	0.425655 (0.745632)	0.310435 (0.8178)	0.715399 (0.5451)	0.296901 (0.8278)
Jarque-Bera Normality test	3.987882 (0.137526)	3.145567 (0.15455)	0.491071 (0.782288)	1.596474 (0.45678)

Notes: * Statistical significance at 1% ** Statistical significance at 5%

Source: Authors

dummy variable have a statistically significant impact on the movement of the real GDP volatility. In the case of Romania, the model did not prove to be statistically significant, and the observed variables do not have a statistically significant impact on the GDP volatility.

CONCLUSION

The GARCH model was used in the paper in order to find the effect of the previous inflation rate on the current inflation rate. It can be concluded that H1 reading that there is a positive impact of the inflation rate from the previous period on the movement of the current inflation rate in Serbia, Turkey and Romania cannot be rejected. On the other hand, this hypothesis is rejected in the case of Albania. The descriptive statistics of the inflation rate and the GDP rate before and after the introduction of IT show that the analyzed countries faced lower average inflation rates and lower inflation volatility. J. E. Payne (2009) has also come to similar results using the ARIMA-GARCH model in Thailand for the period from 1965 to 2007 and B. K. O. Tas (2012) for the period from 1957 to 2008, using the PARCH and GARCH models on the monthly data of six developed and 13 developing countries.

In order to examine the hypothesis that the introduction of the monetary strategy of IT had a positive effect on the movement of the GDP growth

rate, the IT dummy variable (indicating the period of the application of IT) was added to the GARCH model as an additional regressor.

Our findings reveal that, in the case of Serbia and Turkey, the implementation of IT had a negative and statistically significant impact on the GDP growth during the period under observation, a positive statistically significant result in the case of Romania, whereas in the case of Albania, the model showed a positive, but not statistically significant influence. It follows that, in the case of Albania, Serbia and Turkey, the hypothesis H2 reading that the introduction of the IT regime has a positive impact on the movement of the GDP growth rate is rejected, whereas in the case of Romania the given hypothesis cannot be rejected.

Based on the results obtained using the regression model, it can be concluded that the hypothesis H3 reading that inflation volatility had a positive impact on the GDP growth rate volatility cannot be rejected in the case of Serbia, Turkey and Albania. In the case of Romania, however, inflation volatility had a negative impact on the growth rate volatility. Yet, this impact is not statistically significant. On a sample in South Africa, W. L. Kumo (2015) also came to the conclusion that inflation volatility did not have a statistically significant impact on real economic growth. The authors differently interpret how inflation volatility affects economic growth. In this context, M. Friedman (1977) states that inflation volatility has the potential to lead to a reduction in economic growth. Thus, inflation volatility can have a negative impact on economic growth.

In order to test the H4 hypothesis reading that the introduction of the IT regime affects a reduction in the GDP growth rate volatility in Serbia, Turkey, Albania and Romania for the period from 1993 to 2020, the regression model was applied by each country individually. The results of the analysis in Serbia indicate that the introduction of the monetary regime of IT (2009) has a negative impact on the GDP volatility. It is clear that the DHIGH dummy variable has a positive impact on the growth rate of the real GDP and its volatility, and the IT dummy variable has a negative impact. The results of the analysis in Turkey indicate that inflation volatility and the IT dummy variable have an impact on the movement of the real GDP growth rate volatility. In Albania, the results of the analysis indicate that inflation volatility and the DHIGH dummy variable are statistically significant for the movement of the real GDP volatility. The IT dummy variable IT has a negative but not statistically significant influence on the GDP volatility movement and its stabilization, whereas the variable indicating high inflation is statistically significant for the movement of the GDP volatility. Also, in the case of Romania, the observed variables have no statistically significant impact on the movement of the GDP volatility.

Since its inception, the IT regime has shown a statistically significant negative influence on the movement of the GDP growth rate in the case in Serbia and Turkey, so the hypothesis H4 cannot be rejected in the case of these two countries. The statistics show that, in Albania, where the IT regime was introduced in that period, the GDP still has unstable movement, whereas in Romania, it had the tendency to grow during the analyzed period. Certainly, as one of the reasons for different influences, the strategy for Serbia, Romania, Turkey and Albania can indicate various economic conditions, which is also pointed to in the research studies by S. T. Nene, D. I. Kehinde and S. Mashapa (2022). The results of this study show that there are different influences of the IT regime in terms of its influence on the GDP growth rate that are in line with the results obtained by S. T. Nene, D. I. Kehinde and S. Mashapa (2022) in their research done in the selected European and African countries.

This research study confirms the fact that the introduction of the IT monetary regime contributes to the reduction of inflation volatility and the volatility of the GDP growth rates, which ultimately leads to higher economic growth. However, the effects of IT as a monetary regime are different in the selected developing countries. One of the reasons for that lies in the fact that the positive effects of the mentioned monetary strategy are more obvious when the same is applied for a longer period of time. In order for the IT monetary regime to be successful, it is necessary that all the preconditions for its implementation should

be met. One of the limitations of this research study reflects in the fact that the period of the application of the mentioned regime in the analyzed countries is quite short.

The directions for further research are aimed at comparing the achieved economic performance of the countries that apply the monetary regime of IT (targetars) and the countries that apply other alternative monetary regimes (non-targetars). Also, future research will be directed towards comparing this regime in developing countries with that in developed countries, which will further examine the effectiveness of applying IT as a monetary strategy as opposed to the central bank's other monetary policy strategies.

REFERENCES

Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy? *Journal of Economic Perspectives*, *11*(2), 97-116. doi:10.1257/jep.11.2.97

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327. doi:10.1016/0304-4076(86)90063-1

Den Butter, F. A. G., Coenen, R. L., & Van de Gevel, F. J. J. S. (1985). The use of ARIMA models in seasonal adjustment. *Empirical Economics*, *10*(4), 209-230. doi:10.1007/BF01980583

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, *50*(4), 987-1007. doi:10.2307/1912773

Engle, R. F. (2001). GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, *15*(4), 157-168. doi:10.1257/jep.15.4.157

Fang, W., & Miller, S. M. (2009). Modeling the volatility of real GDP growth: The case of Japan revisited. *Japan and the World Economy. Elsevier*, *21*(3), 312-324. doi:10.1016/j.japwor.2008.10.002

Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, *85*(3), 451-472. doi.org/10.1086/260579

International Monetary Fund (IMF). (2011). Public information notice on the excutive board discussion and statement by the exucutive director for Albania. *IMF Country Report No. 11-313*.

Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. *Economic modelling*, *21*(3), 525-543. doi:10.1016/j.econmod.2003.08.001

Kumo, W. L. (2015). Inflation targeting monetary policy, inflation volatility and economic growth in South Africa. *Working Paper Series No. 216*, African Development Bank, Tunis.

Kyaw, S., Kyaw, T., & Nimanussornkul, C. (2016). Thesis title: The impacts of inflation volatility on the economic growth of Myanmar. *AED Paper*.

Liew, V. K. S., Lau, S. H., & Ling, S. E. (2005). A complementary test for ADF test with an application to the exchange rates returns. *MPRA Paper No. 518*.

McKenzie, S. K. (1984). Concursent seasonal adjustment with Census X-11. *Journal of Business and Economic Statistics*, *2*(3), 235-249.

National Bank of Serbia (NBS). (2008). Memorandum of the National Bank of Serbia on setting inflation targets for the period 2009-2011. Retrieved March 21, 2022, from https://www.nbs.rs/export/sites/NBS_site/documents-eng/monetarna-politika/memorandum_ciljevi_2009_2011e.pdf

Nene, S. T., Kehinde, D. I., & Mashapa, S. (2022). The effect of inflation targeting (IT) policy on the inflation uncertainty and economic growth in selected African and European countries. *Economies, 10*(2), 1-16. doi:10.3390/economies10020037

Niculina, A., & Catalina, M. (2009). Inflation targeting-fundamental objective of the monetary policy of Romanian National Bank (BNR). *European Research Studies*, *12*(4), 79-86. doi:10.35808/ersj/245

Payne, J. E. (2009). Inflation targeting and the inflation-inflation uncertainty relationship: Evidence from Thailand. *Applied Economics Letters*, *16*(3), 233-238. doi:10.1080/17446540802078007

Stevanović, S., & Milenković, I. (2020). Comparative analysis of the implementation of the inflation targeting monetary strategy in Canada and New Zealand. *Economic Themes*, *58*(3), 401-414. doi:10.2478/ethemes-2020-0023

Svensson, L. E. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of monetary economics, 43*(3), 607-654.

Syed, K., Bushra, N., Christian, B., & Nawazish, M. (2014). Inflation volatility: An Asian perspective. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *27*(1), 280-303, doi:10.1080/1331677X.2014.952090

Taş, B. K. O. (2012). Inflation targeting and inflation uncertainty. *Scottish Journal of Political Economy, 59*(3), 283-7. doi:10.1111/j.1467-9485.2012.00581.x

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasi - TCMB. (2022). *Monetary policy. Inflation targets. Inflation reports.* Retrieved January 15, 2022, from https://www.tcmb.gov.tr.

Valera, H. G. A., Holmes, M. J., & Hassan, G. M. (2018). Is inflation targeting credible in Asia? A panel GARCH approach. *Empirical Economics*, *54*(2), 523-546. doi:10.1007/s00181-016-1212-3

Yavuz, N. Ç., & Güriş, B. (2004). Volatility in the growth rate of real GNP: Evidence from Turkey. *Kocaeli Universitesi Sosyal Bilimler Enstitusu Dergisi*, *7*, 93-103.

Received on 27th May 2022,
after revision,
accepted for publication on 24th November 2022.
Published online on 6th December 2022.

Suzana Stevanovic her scientific field is Business Finance. She currently is a Ph.D. student at the Faculty of Economics in Subotica, University of Novi Sad, final year. Works at the Faculty of Business Economics in Bijeljina, University of East Sarajevo, as a Senior Teaching Assistant.

Ivan Milenkovic is a Full Professor at the University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica. His fields of interests are International Finance, Monetary Economics, Public Finance and Financial Markets.

Sladjana Paunovic is an Assistant Professor at the Department of Quantitative Economics at the Faculty of Economics in Pale, University of East Sarajevo. She teaches the courses Quantitative Economic Models and Methods and Econometrics. Fields of interest are Operations Research and Econometrics.

EFEKTI SPROVOĐENJA REŽIMA ZA SUZBIJANJE INFLACIJE NA EKONOMSKI RAST

Suzana Stevanović[1], Ivan Milenković[2] i Slađana Paunović[3]

[1]*University of East Sarajevo, Faculty of Business Economics in Bijeljina, Bosnia and Herzegovina*
[2]*University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica, The Republic of Serbia*
[3]*University of East Sarajevo, Faculty of Economics in Pale, Bosnia and Herzegovina*

Studija je usmerena na ispitivanje uticaja mera monetarnog režima za suzbijanje inflacije: stopa inflacije i stopa rasta bruto domaćeg proizvoda, kao i inflacija i nepostojanost bruto domaćeg proizvoda. Uslovna varijansa se obračunava uparivanjem empirijskog modela uopštene autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (GARCH model), sa kvartalnim datumom na godišnjem nivou za period od prvog kvartala 1993, do trećeg kvartala 2020, a u cilju procene nepostojanosti. Rezultati dobijeni primenom regresionog modela pokazali su da je veza između nestabilnosti inflacije i nestabilnosti stope rasta BDP-a, u tri zemlje koje su bile predmet proučavanja predmetne studije (Albanija, Turska i Republika Srbija), pozitivna i statistički značajna. Rezultat sprovođenja režima koji ima za cilj suzbijanje inflacije na nepostojanost stope rasta BDP-a je statistički značajan u Republici Srbiji i Turskoj, što je dovelo do smanjenja nepostojanosti BDP-a i do njegove stabilizacije. Međutim, primenjeni regresioni model ukazuje na činjenicu da uvođenje režima koji ima za cilj suzbijanje inflacije u slučaju Albanije i Rumunije nije ostvario statistički značajan uticaj na nepostojanost stope rasta BDP-a.

Ključne reči: targetiranje inflacije, ekonomski rast, GARCH, regresioni model

JEL Classification: C32, E47, O11, O42

Ekonomski horizonti, September - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 313 - 327
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Pregledni članak
UDK: 004.738.5:631.147:339.13
doi:10.5937/ekonhor2203313K

UTICAJ KVALITETA *WEB* SAJTA NA KOGNITIVNE I AFEKTIVNE STAVOVE PREMA ORGANSKOJ HRANI

Milan Kocić, Srđan Šapić i Katarina Sofronijević*

Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu

Korišćenje *web* sajtova u komercijalne svrhe poslednjih godina je primetno u brojnim oblastima, među kojima je i tržište organske hrane. Era digitalizacije implicirala je time da sve veći broj potrošača, umesto odlaska u tradicionalne prodajne objekte, svoje stavove o organskoj hrani formira na osnovu informacija koje se plasiraju putem *web* sajta. U skladu sa tim, cilj rada jeste da se ispita da li kvalitet sajta, meren putem upotrebljivosti, dizajna i kvaliteta informacija, utiče na kognitivne i afektivne stavove potrošača proizvoda organskog porekla. U radu je primenjena eksplorativna faktorska analiza i višestruka regresiona analiza. Rezultati istraživanja ukazali su na to da je u sektoru organske hrane značajno imati lako upotrebljiv i vizuelno dopadljiv sajt koji sadrži kvalitetne i ažurirane informacije. Time se, u velikoj meri, može uticati na kreiranje stavova korisnika o organskoj hrani, koji su sastavljeni iz racionalne, ali i emocionalne dimenzije. Doprinos studije posebno je značajan ako se ima u vidu da se stavovi o organskoj hrani, uglavnom, ispituju u tradicionalnom, a manje u *online* okruženju.

Ključne reči: *web* sajt, organska hrana, kognitivni stavovi, afektivni stavovi

JEL Classification: M31

UVOD

Imajući u vidu da današnji potrošači sve više vremena provode na internetu (Lee, Hong & Lee, 2017), proizvođači i preduzetnici nastoje da istraže kako plasiranje sadržaja posredstvom ovog oblika komuniciranja može stvoriti nove poslovne prilike. U tom kontekstu, kao jedno od područja od izuzetne važnosti navodi se upotreba *web* sajtova u komercijalne svrhe. Interakcija potrošača sa privrednim subjektima često se obavlja upravo posredstvom *web* sajtova, koji sve češće imaju epitet ključnog sredstva komunikacije (Kim & Stoel, 2004). Kako je priroda *online* ambijenta specifična po tome što se proizvodi ne mogu fizički dodirnuti, niti videti (Lee *et al*, 2017), *web* sajtovi pojačavaju dojam potrošača o aktuelnoj ponudi.

Gotovo da ne postoje delatnosti u kojima se bar jedan deo poslovne strategije ne bazira na kvalitetnom *web* sajtu (Aladwani & Palvia, 2002). Jedna od takvih jeste proizvodnja i prodaja organske hrane. Prilikom traganja za proizvodima koji su zdraviji, ali i prijateljski nastrojeni prema životnoj sredini (Chen, 2009), potrošači sve češće prednost u izboru

* *Korespondencija:* K. Sofronijević, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Liceja Kneževine Srbije 3, 34000 Kragujevac, Republika Srbija; e-mail: kradakovic@kg.ac.rs

hrane daju organskim proizvodima. Kao jedan od izvora zdravlja, ali i način smanjenja štetnih dejstava po okruženje, tržište organske hrane sve više beleži tendenciju rasta. Takođe, aktuelna pandemijska situacija, kao i razvoj *online* trgovine, dodatno doprinosi tome da se organska hrana sve više kupuje posredstvom *online* kanala (Ćirić, Ilić, Ignjatijević & Brkanlić, 2020).

S obzirom na ograničenost ponude i nedostatak vremena, kupovina proizvoda organskog porekla često se obavlja posredstvom *web* sajtova specijalizovanih prodavnica (Hasanov & Khalid, 2015). Na ovom području, potrošač ima brojne alternative između kojih može da bira (Sapic, Filipovic & Dlacic, 2019). Kako su u postupku kupovine putem interneta potrošačima organske hrane potrebne podrobnije informacije u odnosu na korisnike tradicionalnih proizvoda (Lee & Yun, 2015), na kreatorima *web* sajta je da korišćenjem ovog oblika komunikacije razreše sve nedoumice i omoguće udobnu kupovinu.

Za razliku od prethodnih istraživanja, koja pretežno stavljaju akcenat na motive kupovanja organskih proizvoda bez obzira na to da li se radi o *online* ili *offline* ambijentu, specifičnost ovog istraživanja jeste što ide u korak sa savremenim zahtevima za kupovinom potrošača posredstvom *web* sajta. Predmet istraživanja jeste ispitivanje međuzavisnosti kvaliteta *web* sajta i stavova o organskoj hrani, sačinjenih iz kognitivne i afektivne komponente. U skladu sa tim, cilj istraživanja jeste da se ispita da li kvalitet *web* sajta, meren putem upotrebljivosti, dizajna i kvaliteta informacija u okviru *web* sajta, utiče na stavove potrošača.

Saglasno opredeljenom predmetu i ciljevima istraživanja, korišćena je adekvatna kvalitativna i kvantitativna metodologija. U okviru kvalitativne metodologije, primenjeno je sistemsko mišljenje, kako bi se ispitala povezanost dimenzija kvaliteta *web* sajta i stavova korisnika o organskoj hrani. Zatim, u cilju donošenja relevantnih zaključaka o posmatranim varijablama, primenjena je analiza sadržaja brojnih publikacija teorijskog i empirijskog karaktera. Komparativni metod korišćen je kako bi se identifikovale sličnosti i razlike uticaja dimenzija kvaliteta *web* sajta na kognitivne i afektivne stavove prema organskoj hrani. Kvantitativna metodologija podrazumeva implementaciju statističkog metoda, a kao instrument za prikupljanje podataka korišćen je upitnik. Od statističkih analiza, upotrebljena je eksplorativna faktorska analiza i višestruka regresiona analiza.

Iako veliki broj istraživanja potencira ulogu *web* sajta u kreiranju stavova korisnika (Bilgihan & Bujisic, 2015), razlaganje dimenzije stavova na afektivnu i kognitivnu komponentu je nedovoljno istražen način posmatranja problematike na području organske hrane. Imajući u vidu da se, u kontekstu marketinških istraživanja, sve češće primenjuju psihološki koncepti, ne čudi što je ponašanje potrošača sa uključivanjem afektivne komponente preneseno iz dominantno primenjenih psiholoških studija (Alcántara-Pilar, Blanco-Encomienda, Armenski & Barrio-García, 2018a) i u oblast ponašanja potrošača. Studioznim pregledom relevantne literature, identifikovano je tek nekoliko radova čiji je predmet istraživanja afektivna komponenta ponašanja potrošača (Alcántara-Pilar *et al*, 2018a). Ipak, namera istraživača je da se integrativnim pristupom obuhvate i kognitivna i afektivna dimenzija, i ispitaju njihove relacije sa karakteristikama *web* sajta.

U radu se, najpre, daje pregled teorijskih pojmova u skladu sa postojećom literaturom, ističu se konceptualne osnove organske hrane, kvaliteta *web* sajta i njegovih sastavnih dimenzija, da bi se, zatim, sledeći istraživački model, testirale definisane hipoteze. Na kraju, nakon elaboriranja rezultata, u zaključnom delu sumirani su ključni doprinosi istraživanja i prikazana su određena ograničenja i budući pravci istraživačkog okvira.

PREGLED LITERATURE

Organska hrana

Kao relativno novi proizvodi na tržištu (Chen, Lobo & Rajendran, 2014) i jedan od najbrže rastućih segmenata u oblasti hrane (Thøgersen, Pedersen, Paternoga, Schwendel & Aschemann-Witzel, 2017),

organski proizvodi sve više postaju izbor potrošača. Tržište organske hrane se rapidno povećava (Çabuk, Tanrikulu & Gelibolu, 2014; Thøgersen *et al*, 2017; Rodríguez-Bermúdez, Miranda, Orjales, Ginzo-Villamayor, Al-Soufi & López-Alonso, 2020). Izražena svest o negativnim uticajima i upotrebi hemikalija u proizvodnji hrane dovodi do intenzivnijeg traganja za zdravijim načinom života. Organska hrana sadrži manje aditiva i hemikalija (Chen, 2009), zasniva se na obnovljivim izvorima energije i isključuje upotrebu sintetičkih vlakana i pesticida (Ashraf, Joarder & Ratan, 2019). Zato se često označava nazivima kao što su "zdrava", "sveža" ili "čista" hrana (Chan, 2001). Najčešći motivi za izbor organske hrane jesu, pre svega, briga o zdravlju (Chen, 2009; Hamzaoui Essoussi & Zahaf, 2009; Çabuk *et al*, 2014; Chen *et al*, 2014; Basha, Mason, Shamsudin, Hussain & Salem, 2015; Thøgersen, Dutra de Barcellos, Gattermann Perin & Zhou, 2015) i o okruženju (Çabuk *et al*, 2014; Chen *et al*, 2014). Na tržištu Republike Srbije (RS) upotreba organske hrane i dalje je u inicijalnoj fazi, uglavnom zbog visokih cena organskih proizvoda (Grubor, Djokic, Djokic & Kovac-Znidersic, 2015; Ćirić *et al*, 2020), međutim, poslednjih godina tražnja za ovim proizvodima je povećana.

Brojne studije ukazuju na diferenciranost faktora koji utiču na stavove potrošača prema organskoj hrani (Chen, 2009; Basha *et al*, 2015; Rodríguez-Bermúdez *et al*, 2020). U najvećem broju studija, kao dominantni faktori koji determinišu stavove prema organskoj hrani navode se zdravlje i briga o okruženju (Chen, 2009). Što se tiče namere o kupovini organske hrane, ona je opredeljena brojnim faktorima. M. B. Basha and D. Lal (2019) navode da su ti faktori: briga o okruženju, o zdravlju, kvalitet proizvoda, podrška lokalnim proizvođačima, bezbednost i poverenje i subjektivne norme. Međutim, u poslednje vreme, sa intenzivnim razvojem interneta i na njemu zasnovanim tehnologijama, ističu se još neki od činilaca, svojstveni *online* okruženju, koji mogu uticati na stavove i izbor hrane organskog porekla (Hasanov & Khalid, 2015; Ćirić, Ignjatijević, Ilić, Puvača & Brkanlić, 2021). Tako, recimo, M. Ćirić *et al* (2021), prilikom ispitivanja *online* kupovine hrane organskog porekla, u razmatranje uzimaju i karakteristike *web* sajta.

Potrebno je naglasiti da razvoj *online* trgovine pruža nove mogućnosti prodaje za brojne proizvode, među kojima su i oni organskog porekla (Yue, Liu & Wei, 2017; Tariq, Wang, Tanveer, Akram & Akram, 2019; Ćirić *et al*, 2020). Aktuelna pandemijska situacija dodatno je uticala na to da potrošači organske hrane izbegavaju kupovinu u samim radnjama, već se baziraju na *online* kupovinu (Ćirić *et al*, 2020; Lin, Li & Guo, 2021; Ćirić *et al*, 2021), čime se dodatno opravdava izbor istraživačke koncepcije modela u ovom radu. Jedno od istraživanja, koje je sprovedeno na teritoriji RS, pokazalo je da je pandemija rezultirala povećanjem procenta potrošača koji organsku hranu kupuju *online* putem (Ćirić *et al*, 2020).

Poslednjih nekoliko godina, razvoj interneta i *online* kanala prodaje doprineo je tome da se u brojnim oblastima *web* sajt koristi kao jedno od dominantnih sredstava za informisanje potrošača i realizovanje transakcija (Tariq *et al*, 2019). Prilikom plasiranja informacija o organskoj hrani, *web* sajt ima ključnu ulogu (Tariq *et al*, 2019). Autori su ukazali na to da je kvalitet *web* sajta u oblasti organske hrane naročito značajan (Hasanov & Khalid, 2015; Fernández-Uclés, Bernal-Jurado, Mozas-Moral & Medina-Viruel, 2019). Ovu konstataciju potvrđuje i to što su *web* stranice posebno atraktivne u sektorima kao što je organska hrana, gde često postoje komercijalne prepreke u vezi sa nedostatkom prodajnih mesta, što dodatno pospešuje *online* kupovinu (Fernández-Uclés *et al*, 2019). U svojoj studiji, koja objašnjava izbor hrane tokom ekspanzije *online* trgovine, O. Wang, S. Somogyi and S. Charlebois (2020) kao jedno od potencijalnih ograničenja navode, upravo, to što nije objašnjen kvalitet *web* sajta, kao važan faktor izučavanja stavova potrošača. A. Tariq *et al* (2019) potvrdili su da kvalitet *web* sajta ima moderatorski uticaj, kada se posmatra odnos između stavova i kupovnog ponašanja organske hrane. Kvalitet *web* sajta ima direktan, i pozitivan, uticaj na nameru o kupovini organske hrane (Hasanov & Khalid, 2015). Ipak, postoji gep u literaturi, a tiče se nedostatka radova u kojima se ukazuje na direktan uticaj kvaliteta *web* sajta prilikom formiranja stavova potrošača organske hrane na teritoriji RS.

Kvalitet *web* sajta

Kao efektivno marketinško sredstvo (Hwang, Yoon & Park, 2011), *web* sajt i njegov kvalitet podležu stalnoj evaluaciji (Ahn, Ryu & Han, 2007; Chen, Huang & Davison, 2017). Kvalitet *web* sajta, kao multidimenzionalni konstrukt (Kim & Stoel, 2004), definiše se kao "evaluacija *web* sajta od strane korisnika koja zadovoljava njihove potrebe i oslikava sveukupne odlike *web* sajta" (Aladwani & Palvia, 2002). Kao "portal putem koga se realizuju transakcije" (Ahn *et al*, 2007), *web* sajt nalazi primenu u brojnim oblastima, među kojima je u poslednje vreme sve više i područje organske hrane. U skladu sa rezultatima prethodnih istraživanja, koja potvrđuju tezu da je kvalitet *web* sajta izuzetno važan faktor u determinisanju stavova potrošača (Tariq *et al*, 2019), a posledično, i aktuelnog ponašanja (Alcántara-Pilar *et al*, 2018a), namera je da se identifikuje da li se date relacije mogu potvrditi i kada je u pitanju područje organske hrane.

Ispitivanje bazičnih komponenti karakteristika *web* sajta u različitim istraživačkim pristupima obuhvata brojne dimenzije. Tako, recimo, B. Bai, R. Law and I. Wen (2008), u proučavanju satisfakcije i kupovne namere kao dve glavne determinante kvaliteta *web* sajta, navode njegovu funkcionalnost i korisnost. Neki od autora kvalitet *web* sajta analiziraju kroz sledeće varijable: korisnost, dizajn, kvalitet informacija, poverenje, percipirani rizik i empatija (Mohd Sam & Hayati Tahir, 2009). Kao dve ključne varijable koje oslikavaju kvalitet *web* sajta E. Huizingh (2000) navodi sadržaj i dizajn *web* sajta.

Proučavanjem uloge *web* sajta u kontekstu istraživanja tržišta organske hrane, D. Fernández-Uclés *et al* (2019) navode da je upravo *web* sajt ključno sredstvo za uspostavljanje relacije sa potrošačima, s obzirom na to da kombinuje informativnu, relacionu i transakcionu funkciju. Slično, *web* sajt navodi se i kao atraktivni kanal prodaje u sektoru organske hrane (Fernández-Uclés *et al*, 2019). Iako je kvalitet *web* sajta protkan kroz brojne istraživačke modele, ne postoji standardizovani model koji se primenjuje (Martinez-Sala, Monserrat-Gauchi & Alemany-Martinez, 2020), naročito u kontekstu ispitivanja organske hrane. Izbor varijabli koje će biti korišćene zasnovan je na pregledu prethodnih istraživanja i, u skladu sa tim, sveobuhvatnom pristupu ispitivanja faktora koji su bitni u datoj oblasti.

Upotrebljivost *web* sajta

Mnogi autori saglasni su oko toga da je jedan od ključnih aspekata kvaliteta *web* sajta njegova upotrebljivost (Belanche, Casaló & Guinalíu, 2012; Martinez-Sala *et al*, 2020). Pod ovim pojmom, obično se podrazumeva lakoća upotrebe *web* sajta, što znatno olakšava postupak pretrage i odlučivanja finalnog potrošača. U savremenom poslovnom okruženju, potrošači predstavljaju „esencijalni *input*" u procesu formulisanja i implementacije marketinških strategija (Maričić, 2011, 47), pa se ispunjenje njihovih želja i potreba navodi kao prioritet za gotovo sve poslovne delatnosti. Upravo, prepoznavanje njihovih sklonosti i potreba omogućava povećanje percipirane korisnosti u *online* okruženju, a *web* sajt, kao jedan od posrednika između preduzeća i potrošača, obezbeđuje bolje korisničko iskustvo (Alcántara-Pilar *et al*, 2018a). U kontekstu *web* sajta, upotrebljivost *web* sajta se, pre svega, ogleda kroz lakoću korišćenja istog (Alcántara-Pilar *et al*, 2018a). D. Belanche *et al* (2012) navode da će se veća upotrebljivost *web* sajta reflektovati kroz pozitivnije stavove potrošača. N. Chung, H. Lee, J. S. Lee and C. Koo (2015) empirijski su potvrdili da je upotrebljivost *web* sajta važna antecedenta stavova potrošača, a posledično, i aktuelnog ponašanja. U svojoj studiji J. M. Alcántara-Pilar, F. J. Blanco-Encomienda, M. E. Rodruguez Lopez and S. Del Barrio-García (2018b) istakli su da upotrebljivost *web* sajta ima statistički značajan i pozitivan uticaj na stavove korisnika. Zato se u radu polazi od sledeće hipoteze:

H1: Upotrebljivost *web* sajta ima pozitivan i statistički značajan uticaj na a) kognitivne i b) afektivne stavove potrošača organske hrane.

Dizajn *web* sajta

Prilikom ispitivanja karakteristika *web* sajta, dizajn se navodi se kao jedna od ključnih varijabli koja opredeljuje odluku potrošača (Zhou, Lu & Wang,

2009; Bufquin, Park, Back, Nutta & Zhang, 2020). Kako je ponašanje potrošača veoma kompleksno istraživačko područje, marketinški stručnjaci nastoje da identifikuju ključne varijable koje opredeljuju proces odlučivanja. Aspekti dizajna *web* sajta doprinose potrošačkom iskustvu (Bufquin *et al*, 2020) i uglavnom se povezuju sa estetskim karakteristikama kao što su slike, boje, grafički elementi, font, video klipovi i tome slično (Luna-Nevarez & Hyman, 2012). U skladu sa rezultatima prethodnih istraživanja, dizajn *web* sajta može se dovesti u vezu sa ponašanjem potrošača (Jones & Kim, 2010). M. Ćirić *et al* (2021) su prilikom ispitivanja *online* kupovine organske hrane, upravo, kao jednu od karakteristika sajta koja se može dovesti u relaciju sa ponašanjem potrošača naveli dizajn i estetske komponente. Dizajn sajta može imati brojne kognitivne i motivacione efekte na ponašanje potrošača u *online* kupovini, a potvrđena je i njegova povezanost sa stavovima korisnika o organskoj hrani (Tariq *et al*, 2019). Shodno tome, u radu se testira sledeća hipoteza:

H2: Dizajn *web* sajta ima pozitivan i statistički značajan uticaj na a) kognitivne i b) afektivne stavove potrošača organske hrane.

Kvalitet informacija

Specifična priroda proizvoda organskog porekla, koji se ne kupuju tradicionalnim putem, zahteva od *online* prodavaca da na adekvatan način izlože sve karakteristike proizvoda, uz vizuelnu podršku i detaljan opis istih. Veliki broj autora, prilikom elaboriranja karakteristika *web* sajta, navodi upravo kvalitet informacija kao neizostavnu varijablu (Cao, Zhang & Seydel, 2005; Chen *et al*, 2017). U relevantnim izvorima koji objašnjavaju kvalitet *web* sajta i njegovu povezanost sa potrošačima, potenciranje značaja kvaliteta informacija *web* sajta opisuje se kroz stav "sadržaj je kralj" (Huizingh, 2000). Kvalitet informacija u okviru *web* sajta "ekstremno je značajan" (Cao *et al*, 2005), pa ova varijabla predstavlja sastavni deo istraživačkog okvira, kojim se ispituju stavovi korisnika organske hrane. Govoreći o kvalitetu informacija u kontekstu *web* sajta, autori, uglavnom, ističu istinitost i relevantnost (Cao *et al*, 2005), odnosno, da je za potencijalne korisnike organske hrane od vitalnog značaja da informacije budu jasne, ažurirane i pouzdane (Chen *et al*, 2014). U skladu sa prethodnim rezultatima, u radu se polazi od sledeće hipoteze:

H3: Kvalitet informacija u okviru *web* sajta ima pozitivan i statistički značajan uticaj na a) kognitivne i b) afektivne stavove potrošača organske hrane.

Stavovi o organskoj hrani

Poslednjih godina, ispitivanje stavova prema organskoj hrani zauzima sve veću pažnju brojnih autora (Chen, 2009; Chen *et al*, 2014; Basha & Lal, 2019; Tariq *et al*, 2019; Rodríguez-Bermúdez *et al*, 2020). U cilju ispitivanja pojedinosti u vezi sa organskom hranom, stavovi predstavljaju jednu od esencijalnih varijabli (Thøgersen *et al*, 2015). Jedna od najranijih definicija je da „stavovi podrazumevaju pozitivna ili negativna osećanja koja osoba ima u vezi sa ciljnim ponašanjem" (Fishbein & Ajzen, 1975, 216). U ovom radu, stavovi se sastoje iz kognitivne i afektivne komponente. Dok se kognitivna komponenta tiče troškova, odnosno, benefita (Chen, Phelan & Chang, 2016), afektivna dimenzija stava odnosi se na pozitivna, odnosno, negativna osećanja koja potrošač može formirati u odnosu na određeni stimulans (Hwang *et al*, 2011). Kognitivni stavovi tiču se toga, u kojoj meri se pojedincima dopada ili ne dopada neki objekat, najčešće na bazi korisnosti, ili funkcionalnosti koje taj objekat ispoljava (Moon, Khalid, Awan, Attiq, Rasool & Kiran, 2017). Afektivni stavovi, s druge strane, sve više se povezuju sa psihološkim istraživanjima (Dai, Arnulf, Iao, Wan & Dai, 2019) i vezuju se za emocionalno iskustvo koje nastaje korišćenjem nekog objekta (Moon *et al*, 2017). Posmatrano u kontekstu organske hrane, kognitivni stavovi se, recimo, mogu odnositi na to, koje koristi pruža korišćenje proizvoda organskog porekla, dok se afektivna dimenzija tiče toga da korišćenje organske hrane utiče na senzorna čula i pruža zadovoljstvo za korisnike (Lee & Yun, 2015).

Istraživačke ambicije sežu korak dalje, pa se iz klasičnog ambijenta prelazi na *online* (Park, Stoel &

Lennon, 2008), kako bi se utvrdilo na koji način se formiraju stavovi korisnika prema *web* sajtu (Lee *et al*, 2017). Analogno tome da se u tradicionalnom okruženju marketinškim stimulansima može uticati na potrošače putem kognitivnih i afektivnih procesa (Hwang *et al*, 2011), ista logika se može primeniti i kada je u pitanju *online* ambijent. Prethodna istraživanja su potvrdila da stavovi o *online* kupovini sadrže eksplicitnu kognitivnu i implicitnu afektivnu komponentu (Dai *et al*, 2019). Ispitujući atribute *web* sajtova koji mogu uticati na stavove u *online* kupovini, M. A. Moon *et al* (2017), takođe, naglašavaju značaj posebnog ispitivanja kognitivne i afektivne komponente stava. S obzirom da razmatranje između alternativa karakteriše kognitivni proces razmišljanja (Chen, Phelan & Chang, 2016), sve informacije koje bi olakšale taj proces u izboru organske hrane trebalo bi da budu jasno precizirane putem *web* sajta. Takođe, ustanovljeno je da proces vrednovanja, kupovine i potrošnje karakterišu i određene emocije (Chen *et al*, 2016), pa se u tom kontekstu proučavaju afektivni stavovi (Park *et al*, 2008).

Kao što navode H. J. Lee i Z. S. Yun (2015), najveći deo radova stavove analizira kao jednodimenzionalni koncept, dok se razlaganje stavova na kognitivnu i afektivnu komponentu na području organske hrane javlja u znatno manjem broju radova (Dean, Raats & Shepherd, 2008). Dvodimenzionalni pristup ispitivanju stavova korisnika organske hrane u odnosu na kvalitet *web* sajta predstavlja novinu, a posebno na teritoriji Republike Srbije.

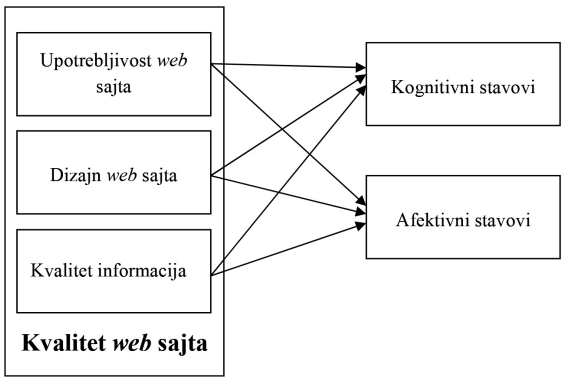
METODOLOGIJA ISTRAŽIVANJA

U cilju prikupljanja podataka, primenjen je metod ankete, kao jedan od najčešće korišćenih u sličnim vrstama istraživanja. S obzirom na to da je prodaja organske hrane još uvek u fazi razvoja na teritoriji Republike Srbije, istraživanjem su obuhvaćeni samo oni ispitanici koji su se prethodno izjasnili da su obavljali kupovinu organskih proizvoda posredstvom *web* sajta, po uzoru na slične studije (Tariq *et al*, 2019). Na teritoriji RS, tek je nekoliko organskih *online* prodavnica, pa je, uz njihovo kontaktiranje, olakšan postupak prikupljanja podataka. Kako bi se testirale prethodno definisane hipoteze, podaci su dobijeni distribuiranjem upitnika ličnim putem i posredstvom interneta. Istraživanje je obavljeno u periodu septembar-decembar 2021, na teritorijama Beograda i Kragujevca. Istraživanjem je prikupljeno 140 anketa. Kao jedna od najčešće korišćenih, u radovima koji se tiču date problematike (Sapic, 2017; Tariq *et al*, 2019), primenjena je sedmostepena Likertova skala. Varijable, koje su korišćene za istraživački model, merene su konstatacijama koje su za potrebe istraživanja preuzete i prilagođene iz relevantnih studija. Kvalitet *web* sajta meren je preko tri varijable. To su: upotrebljivost *web* sajta, dizajn *web* sajta i kvalitet informacija. Tako su konstatacije u vezi sa upotrebljivošću *web* sajta preuzete iz studija čiji su autori D. Belanche *et al* (2012) i Alcántara-Pilar *et al* (2018b). Dizajn *web* sajta meren je preko konstatacija iz studije koju su sproveli V. H. Le, H. T. T. Nguyen, N. Nguyen and S. Pervan (2020). Kvalitet informacija meren je putem tri konstatacije, koje su za potrebe istraživanja preuzete iz studija autora X. Chen *et al* (2017). Što se tiče stavova potrošača prema organskoj hrani, kognitivna i afektivna komponenta merene su posredstvom konstatacija koje su preuzete iz istraživanja koje su realizovali H. J. Lee and Z. S. Yun (2015) i M. A. Moon *et al* (2017).

U cilju testiranja hipoteza za potrebe istraživanja, statistička obrada i analiza podataka izvršena je korišćenjem *software*-skog paketa SPSS (*The Statistical Package for the Social Sciences - SPSS*, verzija 21). Od statističkih analiza, najpre je korišćena deskriptivna statistika, a zatim eksplorativna faktorska analiza, kao i višestruka regresija. Definisane varijable i navedene relacije između njih prikazane su konceptualnim istraživačkim modelom (Slika 1).

REZULTATI ISTRAŽIVANJA

U cilju grupisanja konstatacija iz upitnika u faktore, u radu je primenjena eksplorativna faktorska analiza. Ovom analizom, ekstrahovana su tri faktora (upotrebljivost *web* sajta, dizajn *web* sajta i kvalitet informacija), a kao metod za ekstrakciju



Slika 1 Konceptualni model istraživanja

Izvor: Autori

faktora korišćena je analiza glavnih komponenata. U skladu sa relevantnom literaturom, u obzir je uzet Bartletov test sferičnosti i Kajzer-Mejer Olkinov (KMO) pokazatelj adekvatnosti uzorka (Tabela 1). Vrednost KMO pokazatelja je 0,803, što je znatno iznad preporučene granične vrednosti od 0,5 (Janković-Milić & Jovanović, 2019). Bartletov test sferičnosti ima statistički značajnu vrednost (Sig = 0,000), što pokazuje da postoji statistički značajna korelacija između originalnih promenljivih i da je primena faktorske analize opravdana.

U inicijalnoj fazi istraživanja, prikazane su vrednosti deskriptivne statistike za originalne promenljive (Tabela 1). Kako bi se ispitalo da li faktori koji oslikavaju kvalitet *web* sajta imaju odgovarajući nivo interne konzistentnosti, odnosno, da li stavke koje čine faktore predstavljaju pouzdane skale, prikazana je vrednost Kronbah alfa koeficijenta. Njegova vrednost, iznad prihvatljive od 0,7 (Nunnally, 1978), ukazuje da su varijable pouzdane, odnosno, da su konstatacije koje su korišćene za njihovo merenje interno konzistentne. U Tabeli 1 prikazani su dobijeni faktori, vrednosti faktorskih opterećenja u svakom faktoru, kao i vrednost Kronbah alfa koeficijenta.

Tabela 1 Rezultati eksplorativne faktorske analize

Faktori i pripadajuće konstatacije	Faktorska opterećenja	Kronbah alfa	AS	SD
Upotrebljivost *web* sajta		0,815		
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom su laki za razumevanje.	0,602		6,11	0,707
Web sajtove u vezi sa organskom hranom je lako koristiti, čak i pri prvoj upotrebi.	0,749		6,19	0,719
Na *Web* sajtovima u vezi sa organskom hranom je lako pronaći potrebne informacije.	0,899		6,18	0,649
Struktura sadržaja *web* sajta u vezi sa organskom hranom je jednostavna za razumevanje.	0,814		6,12	0,640
Dizajn *Web* sajta		0,771		
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom su vizuelno privlačni.	0,752		5,09	0,645
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom efikasno upotrebljavaju boje.	0,757		4,85	0,656
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom imaju odgovarajući font.	0,792		4,82	0,692
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom sadrže upečatljive slike i materijale.	0,758		4,94	0,648
Kvalitet informacija		0,757		
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom sadrže informacije koje su relevantne.	0,759		6,06	0,648
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom sadrže dovoljnu količinu informacija.	0,920		6,14	0,626
Web sajtovi u vezi sa organskom hranom sadrže istinite informacije.	0,601		6,11	0,675
Bartletov test sferičnosti		0,000		
KMO		0,803		

Izvor: Autori

Izdvajanje faktora izvršeno je korišćenjem oblimin rotacije, čime je postignuta jednostavna faktorska struktura. Zadržane su samo one konstatacije kod kojih je vrednost apsolutnih faktorskih težina iznad 0,5, dok su ostale izbrisane, kao u sličnim istraživanjima (Chen *et al*, 2014). Prvi faktor odnosi se na upotrebljivost *web* sajta, drugi faktor podrazumeva dizajn *web* sajta, dok je treći faktor vezan za kvalitet informacija u okviru *web* sajta. Takođe, važno je istaći da su zadržani oni faktori čija je karakteristična vrednost veća od 1 (Kim & Stoel, 2004). Ukupan procenat varijabiliteta koji ova tri faktora objašnjavaju iznosi 65,19%, što je iznad preporučene vrednosti od 60% (Janković-Milić & Jovanović, 2019), a u skladu sa sličnim istraživanjima (Kim & Stoel, 2004; Chen *et al*, 2014).

Kako bi se ispitao zajednički uticaj posmatrana tri faktora na kognitivne stavove ispitanika, sprovedena je višestruka regresiona analiza. Poštujući polazne pretpostavke za njenu primenu, u Tabeli 2 prikazani su pokazatelji regresionog modela. Posmatrani model je reprezentativan (Sig = 0,000), vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,337, što pokazuje da je 33,7% varijabiliteta zavisne promenljive kognitivni stavovi objašnjeno putem navedenih faktora. Rezultati regresione analize ukazuju na to da faktor koji se odnosi na upotrebljivost *web* sajta pojedinačno najviše doprinosi kognitivnim stavovima u vezi sa organskom hranom (ß = 0,299, p = 0,000). Takođe, dizajn *web* sajta (ß = 0,219, p = 0,004) i kvalitet informacija (ß = 0,269, p = 0,000) imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na kognitivne stavove kada je u pitanju organska hrana. Ovakav rezultat implicira da se hipoteze H1a, H2a i H3a mogu potvrditi. Takođe, zaključuje se da multikolinearnost ne predstavlja problem u posmatranim relacijama, imajući u vidu da faktor rasta varijanse - VIF ima vrednost nižu od 5 u svim posmatranim slučajevima.

Analogno prethodnoj istraživačkoj logici, ponovo je sprovedena višestruka regresiona analiza, s tim da su ovog puta kao zavisna varijabla posmatrani afektivni stavovi. Pokazatelji modela primenjene višestruke regresione analize prikazani su u Tabeli 3. U datom reprezentativnom statističkom modelu (Sig = 0,000) vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,438, što implicira da je 43,8% varijabiliteta zavisne promenljive afektivni stavovi objašnjeno putem ova tri faktora. Posmatranjem ostalih pokazatelja zaključuje se da sva tri faktora imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na afektivne stavove prema organskoj hrani.

Tabela 2 Rezultati višestruke regresione analize (zavisna promenljiva su kognitivni stavovi)

Varijabla	ß	T	Sig.	VIF
Upotrebljivost *web* sajta	0.299	3.815	0.000**	1.259
Dizajn *web* sajta	0.219	2.936	0.004**	1.141
Kvalitet informacija	0.269	3.579	0.000**	1.164

Napomena: ** vrednost je signifikantna na nivou 0.05

Izvor: Autori

Može se zaključiti da je jačina uticaja datih faktora, merena visinom koeficijenta ß, najizraženija kada je u pitanju upotrebljivost *web* sajta u vezi sa organskom hranom (ß = 0,417, p = 0,000), u odnosu na kvalitet informacija (ß = 0.322, p = 0,000), i dizajn sajta (ß = 0,117, p = 0,090). Time su potvrđene hipoteze H1b, H2b i H3b.

Tabela 3 Rezultati višestruke regresione analize (zavisna promenljiva su afektivni stavovi)

Varijabla	ß	T	Sig.	VIF
Upotrebljivost *web* sajta	0.417	5.775	0.000**	1.259
Dizajn *web* sajta	0.117	1.710	0.090*	1.141
Kvalitet informacija	0.322	4.639	0.000**	1.164

Napomena: * vrednost je signifikantna na nivou 0.1;
** vrednost je signifikantna na nivou 0.05

Izvor: Autori

DISKUSIJA

Sprovedeno empirijsko istraživanje predstavlja polaznu osnovu za ispitivanje budućih bihevioralnih aktivnosti potrošača u *online* okruženju, kada je u pitanju izbor organske hrane. Posmatranjem vrednosti deskriptivne statistike, može se zaključiti da su potrošači organske hrane najviše prosečne ocene davali konstatacijama koje se odnose na upotrebljivost *web* sajta. Preciznije, ispitanici u uzorku smatraju da je *web* sajtove lako koristiti, čak i prilikom prve upotrebe. Što se tiče dizajna *web* sajta, najpovoljniji stavovi ispitanika vezuju se za to da su ovakvi sajtovi vizuelno privlačni, pri čemu je kod iste konstatacije zabeležena i najniža vrednost standardne devijacije, odnosno, najveća homogenost stavova korisnika organske hrane. Najzad, kada se posmatra deskriptivna statistika za kvalitet informacija, rezultati istraživanja pokazuju da se najpovoljniji i najhomogeniji stavovi javljaju u pogledu toga da sajtovi o organskoj hrani sadrže dovoljnu količinu informacija.

Što se tiče rezultata testiranja hipoteza, dato empirijsko istraživanje ukazuje na to da kvalitet *web* sajta, posmatran kroz tri dimenzije, ima pozitivan i statistički značajan uticaj i na kognitivne i na afektivne stavove prema organskoj hrani. Time su potvrđene sve hipoteze definisane u radu. Veza između kvaliteta sajta i stavova već je potvrđena u ranijim studijama (Tariq *et al*, 2019). Preciznije, autori su potvrdili vezu između upotrebljivosti sajta i stavova (Chung *et al*, 2015; Alcántara-Pilar *et al*, 2018a), dizajna sajta i stavova (Tariq *et al*, 2019) i kvaliteta informacija u okviru sajta i stavova (Cao *et al*, 2005). Iako shodno rezultatima u ovom radu, sve tri dimenzije imaju pozitivan i statistički značajan uticaj na stavove prema organskoj hrani, interesantno je da je uloga dizajna najmanje izražena, suprotno očekivanjima autora. Ovakav rezultat mogao bi se objasniti time da su prethodne studije istakle da se percepcije i stavovi korisnika o organskoj hrani mogu razlikovati u zavisnosti od regiona i zemalja u kojima se studije sprovode (Rodríguez-Bermúdez *et al*, 2020). Takođe, konstatacije u vezi sa dizajnom bile su dominantno usmerene na estetske karakteristike sajta, dok su neki autori dizajn ispitivali i putem drugih konstatacija, kao što su, recimo, navigacija ili tehničke karakteristike (Zhou *et al*, 2019).

Takođe, rezultati istraživanja korespondiraju prethodnim naučnim studijama u kojima se stavovi posmatraju kao dvodimenzionalni koncept (Lee & Yun, 2015; Moon *et al*, 2017; Dai *et al*, 2019). Lako upotrebljiv *web* sajt koji je dobro dizajniran i sadrži dovoljnu količinu informacija pozitivno utiče na kognitivnu dimenziju stavova korisnika. Ipak, rezultati prethodnih studija potvrdili su da je u *online* okruženju značajno analizirati i emocionalne aspekte ponašanja potrošača (Moon *et al*, 2017), što je u ovom radu i učinjeno posmatranjem relacija između kvaliteta *web* sajta i afektivnih stavova. Rezultati su ukazali na to da sve tri dimenzije kvaliteta sajta, odnosno, upotrebljivost, dizajn i kvalitet informacija mogu biti prediktori afektivnih stavova o organskoj hrani.

ZAKLJUČAK

Online poslovanje sve više zauzima primat u odnosu na klasične vidove obavljanja poslovnih aktivnosti. Turbulentan razvoj u ovoj oblasti je podstrek i marketinškim stručnjacima koji nastoje da identifikuju ključne faktore ponašanja potrošača u *online* ambijentu. Trendovi u ponašanju potrošača u oblasti organske hrane ukazuju da će budući radovi sve više biti bazirani na izučavanju faktora koji determinišu *online* kupovinu proizvoda organskog porekla (Ćirić *et al*, 2020).

Jedan od načina plasiranja informacija i obavljanja kupovine u *online* okruženju jeste posredstvom *web* sajta. Kao platforma za promovisanje proizvoda i usluga (Martinez-Sala *et al*, 2020), *web* sajt značajno olakšava informisanje potrošača, ali i pomaže ostvarenju poslovnih ciljeva preduzeća. Putem *web* sajta, preduzeće komunicira kako sa postojećim, tako i sa potencijalnim potrošačima, pa je u cilju ostvarivanja *win-win* situacije kako za preduzeća, tako i za korisnike, od suštinskog značaja ispitati kojim karakteristikama sajta potrošači naročito pridaju značaj. Pregledan, koristan i vizuelno dopadljiv

web sajt pruža brojne pogodnosti sve zahtevnijim korisnicima i omogućava održanje konkurentske pozicije za preduzeća (Ahn *et al*, 2007). Informacije prezentovane putem *web* sajta značajno olakšavaju potrošačima postupak izbora i reflektuju sadržaj *web* sajta (Chen *et al*, 2017).

U postupku integrisanja internet tehnologija u svakodnevni život potrošača, *web* sajt postaje esencijalno sredstvo za proces kupovine i kada je u pitanju tržište hrane (Fernández-Uclés *et al*, 2019). Od suštinske važnosti u radu bilo je ustanoviti koje karakteristike kvaliteta sajta dominantno utiču na ponašanje potrošača, preciznije, formiranje njihovih stavova. U tom smislu, ovaj rad imao je za cilj da identifikuje da li kvalitet *web* sajta, meren putem upotrebljivosti, dizajna i kvaliteta informacija utiče na kognitivne i afektivne stavove korisnika organske hrane. Rezultati istraživanja potvrdili su inicijalno definisane hipoteze da sva tri faktora imaju statistički značajan i pozitivan uticaj na kognitivne i afektivne stavove.

Ovaj rad ima veše naučnih i praktičnih implikacija. Teorijski doprinos istraživanja, prvenstveno, ogleda se u tome što se integrativnim okvirom istraživanja *web* sajt dovodi u relaciju sa kognitivnim i afektivnim stavovima korisnika o organskoj hrani. Takođe, još jedan od ključnih teorijskih doprinosa istraživanja jeste taj što se potencira istraživanje faktora svojstvenih *online* kupovini organske hrane, odnosno, upućuje se na to da se i u ovoj oblasti stavovi mogu formirati pod uticajem nekih drugih faktora, kao što je *web* sajt. Ranija istraživanja akcenat su, uglavnom, stavljala na formiranje stavova korisnika organske hrane kao rezultat brige o zdravlju ili okruženju.

Istraživanje ima i značajan aplikativni doprinos. Kao što se može uočiti, na osnovu prethodnih teorijskih postavki i empirijskog istraživanja, prodavci organskih proizvoda trebalo bi da ulažu značajnije napore kako bi *web* sajt obogatili elementima koji omogućavaju bolju tržišnu orijentaciju (Fernández-Uclés *et al*, 2019). Dato istraživanje pruža doprinos tako što apeluje na značaj upotrebe savremenih tehnologija na tržištu organske hrane i otvara nove mogućnosti za kreatore marketinških strategija. Dalje, smernicama, koje proizlaze iz realizovanog istraživanja, mogli bi se poboljšati poslovni pokazatelji i omogućiti brojne pogodnosti za korisnike koji svoju odluku o izboru organske hrane zasnivaju na korišćenju *web* sajta.

Kako su povoljni stavovi prema organskoj hrani ključni za održanje dugoročnih odnosa sa potrošačima, proizvođači, odnosno, distributeri u ovoj oblasti trebalo bi da identifikuju ključne faktore koji utiču na njihov izbor. Imajući u vidu da se sve veći broj transakcija obavlja posredstvom *web* sajta, čija je uloga detaljno elaborirana kroz rad, sajtovi na kojima se prodaju proizvodi organskog porekla trebalo bi da budu tako koncipirani da na najbolji način ispunjavaju zahteve potrošača. Ovaj rad doprinosi postojećoj literaturi tako što analizira karakteristike *web* sajta u odnosu na stavove, kao dvodimenzionalni koncept. Razlaganje stavova na kognitivnu i afektivnu komponentu, omogućava kreatorima sadržaja *web* sajta na području organske hrane da identifikuju značaj kako racionalnih, tako i emocionalnih motiva kojima se potrošači rukovode u procesu izbora. Na ovaj način, *online* prodavci organske hrane mogu da privuku veći broj potencijalnih potrošača, ali i da stvore lojalne potrošače, kao izvor dugoročne profitabilnosti.

Dato istraživanje ima određena ograničenja. Jedno od ograničenja odnosi se na reprezentativnost uzorka, pa bi proširivanjem broja ispitanika u uzorku bila obezbeđena bolja primenljivost i generalizacija rezultata. Nedostatak je, između ostalog, sprovođenje istraživanja samo na teritoriji dva grada. Istraživanjem nisu obuhvaćene neke druge varijable koje se mogu odnositi na kvalitet *web* sajta, kao što je, recimo, navigacija u okviru istog. Takođe, moglo bi se ispitati da li stavovi prema *web* sajtu imaju uticaj i na aktuelno ponašanje. Poverenje u kvalitet *web* sajta (Duffy, 2017) i vrednost za korisnike organske hrane (Babin, Darden & Griffin, 1994) bilo bi interesantno povezati sa stavovima i kupovnom namerom. Tokom narednih istraživačkih faza, bilo bi poželjno uvrstiti kulturalne specifičnosti u cilju ispitivanja da li postoje statistički značajne razlike prilikom analiziranja uticaja *web* sajta na kreiranje stavova potrošača. Kako *web* okruženje za korisnike nosi i određeni stepen rizika (Mohd Sam & Hayati Tahir, 2009; Belanche *et al*,

2012), korišćenjem medijacije i ovu varijablu bi trebalo uključiti u naredne analize. U skladu sa rezultatima prethodnih istraživanja, koja percipiraju kvalitet *web* sajta kao prediktor lojalnosti potrošača (Bilgihan & Bujisic, 2015; Chen *et al*, 2017), moglo bi se ispitati da li se date relacije mogu potvrditi i u oblasti prodaje organske hrane.

ZAHVALNICA

Ovaj rad je deo interdisciplinarnog istraživačkog projekta (br. 41010), koji finansira Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije.

REFERENCE

Ahn, T., Ryu, S., & Han, I. (2007). The impact of *Web* quality and playfulness on user acceptance of *online* retailing. *Information & Management*, *44*(3), 263-275. doi:10.1016/j.im.2006.12.008

Aladwani, A. M., & Palvia, P. C. (2002). Developing and validating an instrument for measuring user-perceived *web* quality. *Information and Management*, *39*(6), 467-476. doi:10.1016/S0378-7206(01)00113-6

Alcántara-Pilar, J. M., Blanco-Encomienda, F. J., Armenski, T., & Del Barrio-García, S. (2018a). The antecedent role of *online* satisfaction, perceived risk *online*, and perceived *web*site usability on the affect towards travel destinations. *Journal of Destination Marketing and Management*, *9*, 20-35. doi:10.1016/j.jdmm.2017.09.005

Alcántara-Pilar, J. M., Blanco-Encomienda, F. J., Rodruguez Lopez, M. E., & Del Barrio-García, S. (2018b). Enhancing consumer attitudes toward a *web*site as a contributing factor in business success. *Tourism & Management Studies*, *14*(1), 108-116. doi:10.18089/tms.2018.14109

Ashraf, M. A., Joarder, M. H. R., & Ratan, S. R. A. (2019). Consumers' anti-consumption behavior toward organic food purchase: an analysis using SEM. *British Food Journal*, *121*(1), 104-122. doi:10.1108/BFJ-02-2018-0072

Babin, B. J., Darden, W. R., & Griffin, M. (1994). Work and/or fun: Measuring hedonic and utilitarian shopping value. *Journal of Consumer Research*, *20*(4), 644-656. doi:10.1086/209376

Bai, B., Law, R., & Wen, I. (2008). The impact of *web*site quality on customer satisfaction and purchase intentions: Evidence from Chinese *online* visitors. *International Journal of Hospitality Management*, *27*(3), 391-402. doi:10.1016/j.ijhm.2007.10.008

Basha, M. B., & Lal, D. (2019). Indian consumers' attitudes towards purchasing organically produced foods: An empirical study. *Journal of Cleaner Production*, *215*(3), 99-111. doi:10.1016/j.jclepro.2018.12.098

Basha, M. B., Mason, C., Shamsudin, M. F., Hussain, H. I., & Salem, M. A. (2015). Consumers attitude towards organic food. *Procedia Economics and Finance*, *31*, 444-452. doi:10.1016/S2212-5671(15)01219-8

Belanche, D., Casaló, L. V., & Guinalíu, M. (2012). *Web*site usability, consumer satisfaction and the intention to use a *web*site: The moderating effect of perceived risk. *Journal of Retailing and Consumer Services*, *19*(1), 124-132. doi:10.1016/j.jretconser.2011.11.001

Bilgihan, A., & Bujisic, M. (2015). The effect of *web*site features in *online* relationship marketing: A case of *online* hotel booking. *Electronic Commerce Research and Applications*, *14*(4), 222-232. doi:10.1016/j.elerap.2014.09.001

Bufquin, D., Park, J. Y., Back, R. M., Nutta, M. W. W., & Zhang, T. (2020). Effects of hotel *web*site photographs and length of textual descriptions on viewers'emotions and behavioral intentions. *International Journal of Hospitality Management*, *87*, 102378. doi:10.1016/j.ijhm.2019.102378

Çabuk, S., Tanrikulu, C., & Gelibolu, L. (2014). Understanding organic food consumption: Attitude as a mediator. *International Journal of Consumer Studies*, *38*(4), 337-345. doi:10.1111/ijcs.12094

Cao, M., Zhang, Q., & Seydel, J. (2005). B2C e-commerce *web* site quality: an empirical examination. *Industrial Management and Data Systems*, *105*(5), 645-661. doi:10.1108/02635570510600000

Chan, R. Y. K. (2001). Determinants of Chinese consumers green purchase behavior. *Psychology & Marketing*, *18*(4), 389-413. doi:10.1002/mar.1013

Chen, H. S., Phelan, K. V., & Chang, H. J. (2016). The hunt for *online* hotel Deals: How *online* travelers' cognition and affection influence their booking intentions. *Journal of Quality Assurance in Hospitality & Tourism*, *17*(3), 333-350. doi:10.1080/1528008X.2015.1077186

Chen, J., Lobo, A., & Rajendran, N. (2014). Drivers of organic food purchase intentions in mainland China-evaluating potential customers' attitudes, demographics and segmentation. *International Journal of Consumer Studies*, *38*(4), 346-356. doi:10.1111/ijcs.12095

Chen, M. F. (2009). Attitude toward organic foods among Taiwanese as related to health consciousness, environmental attitudes, and the mediating effects of a healthy lifestyle. *British Food Journal*, *111*(2), 165-178. doi:10.1108/00070700910931986

Chen, X., Huang, Q., & Davison, R. M. (2017). The role of *web*site quality and social capital in building buyers' loyalty. *International Journal of Information Management*, *37*(1), 1563-1574. doi:10.1016/j.ijinfomgt.2016.07.005

Chung, N., Lee, H., Lee, J. S. & Koo, C. (2015). The influence of tourism *web*site on tourists' behavior to determine destination selection: A case study of creative economy in Korea. *Technological Forecasting & Social Change*, *96*, 130-143. doi:10.1016/j.techfore.2015.03.004

Ćirić, M. R., Ilić, D. S., Ignjatijević, S. D., & Brkanlić, S. D. (2020). Consumer behavior in *online* shopping organic food during the covid 19 pandemic in Serbia. *Food and Feed Research*, *62*(2), 469-481. doi:10.5937/ffr47-28815

Ćirić, M., Ignjatijević, S., Ilić, D., Puvača, N., & Brkanlić, S. (2021). Analysis of factors that influenced consumers' decision to *online* shop organic food during Covid-19. *Acta Agriculturae Serbica*, 26(51), 11-18. doi:10.5937/AASer2151011C

Dai, W., Arnulf, J. K., Iao, L., Wan, P., & Dai, H. (2019). Like or want? Gender differences in attitudes toward *online* shopping in China. *Psychology & Marketing*, *36*(4), 354-362. doi:10.1002/mar.21183

Dean, M., Raats, M. M., & Shepherd, R. (2008). Moral Concerns and Consumer Choice of Fresh and Processed Organic Foods. *Journal of Applied Social Psychology*, *38*(8), 2088-2107. doi:10.1111/j.1559-1816.2008.00382.x

Duffy, A. (2017). Trusting me, trusting you: Evaluating three forms of truston an information-rich consumer review *web*site. *Journal of Consumer Behaviour*, *16*(3), 212-220. doi:10.1002/cb.1628

Fernández-Uclés, D., Bernal-Jurado, E., Mozas-Moral, A., & Medina-Viruel, M. J. (2019). The importance of *web*sites for organic agri-food producers. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *33*(2), 1-14. doi:10.1080/1331677X.2019.1694426

Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention and behavior: an introduction to theory and research.* Boston, MA: Addison-Wesley.

Grubor, A., Djokic, N., Djokic, I., & Kovac-Znidersic, R. (2015). Application of health and taste attitude scales in Serbia. *British Food Journal*, *117*(2), 840-860. doi:10.1108/BFJ-11-2013-0330

Hamzaoui Essoussi, L., & Zahaf, M. (2009). Exploring the decision-making process of Canadian organic food consumers: Motivations and trust issues. *Qualitative Market Research: An International Journal*, *12*(4), 443-459. doi:10.1108/13522750910993347

Hasanov, J., & Khalid, H. (2015). the impact of *web*site quality on *online* purchase intention of organic food in Malaysia: A *Web*Qual model approach. *Procedia Computer Science*, *72*, 382-389. doi:10.1016/j.procs.2015.12.153

Huizingh, E. (2000). The content and design of *web* sites: An empirical study. *Information & Management*, *37*(3), 123-134. doi:10.1016/S0378-7206(99)00044-0

Hwang, J., Yoon, Y. S., & Park, N. H. (2011). Structural effects of cognitive and affective responses to *web* advertisments, *web*site and brand attitudes, and purchase intentions: The case of casual-dining restaurants. *International Journal of Hospitality Management*, *30*(4), 897-907. doi:10.1016/j.ijhm.2011.01.011

Janković-Milić, V., & Jovanović, S. (2019). The effects of applying statistical methods in global sustainable competitiveness index creation. *Teme*, *43*(3), 807-824. doi:10.22190/TEME190617049J

Jones, C., & Kim, S. (2010). Influences of retail brand trust, off-line patronage, clothing involvement and *web*site quality on *online* apparel shopping intention. *International Journal of Consumer Studies*, *34*(6), 627-637. doi:10.1111/j.1470-6431.2010.00871.x

Kim, S., & Stoel, L. (2004). Apparel retailers: *Web*site quality dimensions and satisfaction. *Journal of Retailing and Consumer Services*, *11*(2), 109-117. doi:10.1016/S0969-6989(03)00010-9

Le, V. H., Nguyen, H. T. T., Nguyen, N., & Pervan, S. (2020). Develepment and validation of a scale measuring hotel *web*site service quality (H*Web*SQ). *Tourism Management Perspectives*, *35*, 100697. doi:10.1016/j.tmp.2020.100697

Lee, B. K., Hong, J. Y., & Lee, W. N. (2017). How attitude toward the *web* site influences consumer brand choice and confidence while shopping *online*. *Journal of Computer-Mediated Communication*, *9*(2). doi:10.1111/j.1083-6101.2004.tb00282.x

Lee, H. J., & Yun, Z. S. (2015). Consumers' perceptions of organic food attributes and cognitive and affective attitudes as determinants of their purchase intentions toward organic food. *Food Quality and Preference*, *39*, 259-267. doi:10.1016/j.foodqual.2014.06.002

Lin, J., Li, T., & Guo, J. (2021). Factors influencing consumers' continuous purchase intention on fresh food e-commerce platforms: An organic foods-centric empirical investigation. *Electronic Commerce Research and Applications*, *50*, 101103. doi:10.1016/j.elerap.2021.101103

Luna-Nevarez, C., & Hyman, M. R. (2012). Common practice in destination *web*site design. *Journal of Destination Marketing & Management*, *1*(1), 94-106. doi:10.1016/j.jdmm.2012.08.002

Maričić, B. (2011). *Ponašanje potrošača.* Beograd, RS: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu.

Martinez-Sala, A. M., Monserrat-Gauchi, J., & Alemany-Martinez, D. (2020). User usable experience: A three-dimensional approach on usability in tourism *web*sites and a model for its evaluation. *Tourism Management Perspectives*, *33*(3), 100579. doi:10.1016/j.tmp.2019.100579

Mohd Sam, M. F., & Hayati Tahir, M. N. (2009). *Web*site quality and *online* purchase intention of air ticket. *International Journal of Basic & Applied Sciences*, *9*(10), 20-25.

Moon, M. A., Khalid, M. J., Awan, H. M., Attiq, S., Rasool, H., & Kiran, M. (2017). Consumer's perceptions of *web*site's utilitarian and hedonic attributes and *online* purchase intentions: A cognitive-affective attitude approach. *Spanish Journal of Marketing*, *21*(2), 73-88. doi:10.1016/j.sjme.2017.07.001

Nunnally, J. C. (1978). *Introduction to Psychological Measurement*. New York, NY: McGraw-Hill.

Park, J., Stoel, L., & Lennon, S. J. (2008). Cognitive, affective and conative responses to visual simulation: The effects of rotation in *online* product presentation. *Journal of Consumer Behaviour*, *7*(1), 72-87. doi:10.1002/cb.237

Rodríguez-Bermúdez, R., Miranda, M., Orjales, I., Ginzo-Villamayor, M. J., Al-Soufi, W., & López-Alonso, M. (2020). Consumers' perception of and attitudes towards organic food in Galicia (Northern Spain). *International Journal of Consumer Studies*, *44*(3), 206-219. doi:10.1111/ijcs.12557

Sapic, S. (2017). The effects of cosmopolitanism and tradition on the evaluation and intentions of the users of fast food restaurants. *Economic Horizons*, *19*(2), 83-95. doi:10.5937/ekonhor1702081S

Sapic, S., Filipovic, J., & Dlacic, J. (2019). Consumption in fast-food restaurants in Croatia and Serbia. *British Food Journal*, *121*(8), 1715-1729. doi:10.1108/BFJ-04-2018-0264

Tariq, A., Wang, C., Tanveer, Y., Akram, U., & Akram, Z. (2019). Organic food consumerism through social commerce in China. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, *31*(1), 202-222. doi:10.1108/APJML-04-2018-0150

Thøgersen, J., Dutra de Barcellos, M., Gattermann Perin, M., & Zhou, Y. (2015). Consumer buying motives and attitudes towards organic food in two emerging markets China and Brazil. *International Marketing Review*, *32*(3/4), 389-413. doi:10.1108/IMR-06-2013-0123

Thøgersen, J., Pedersen, S., Paternoga, M., Schwendel, E., & Aschemann-Witzel, J. (2017). How important is country of origin for organic food consumers? A review of the literature and suggestions for future research. *British Food Journal*, *119*(3), 542-557. doi:10.1108/BFJ-09-2016-0406

Wang, O., Somogyi, S., & Charlebois, S. (2020). Food choice in the e-commerce era. A comparison between business-to-consumer (B2C), *online*-to-*offline* (O2O) and new retail. *British Food Journal*, *122*(4), 1215-1237. doi:10.1108/BFJ-09-2019-0682

Yue, L., Liu, Y., & Wei, X. (2017). Influence of *online* product presentation on sonsumers' trust in organic food. A mediated moderation model. *British Food Journal*, *119*(12), 2724-2739. doi:10.1108/BFJ-09-2016-0421

Zhou, T., Lu, Y., & Wang, B. (2009). The relative importance of *web*site design quality and service quality in determining consumers' *online* repurchase behavior. *Information Systems Management*, *26*(4), 327-337. doi:10.1080/10580530903245663

Primljeno 31. avgusta 2022,
nakon revizije,
prihvaćeno za publikovanje 24. novembra 2022.
Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Milan Kocić je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu. Angažovan je na nastavnim predmetima Marketing, Tržišno komuniciranje i Direktni marketing. Glavne oblasti njegovog interesovanja su marketing, brendiranje i marketinške komunikacije.

Srđan Šapić je redovni profesor na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu. Izvodi nastavu na nastavnim predmetima Međunarodni marketing, Međunarodno poslovanje i Menadžment i marketing usluga. Osnovne oblasti naučno-istraživačkog rada su međunarodni marketing i međunarodno poslovanje, a u okviru toga intenzivno istražuje kulturalno okruženje i oblike internacionalizacije preduzeća.

Katarina Sofronijević je docent na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu. Angažovana je na nastavnim predmetima Marketing, Tržišno komuniciranje i Direktni marketing. Najznačajnije oblasti njenog naučno-istraživačkog rada su marketing i ponašanje potrošača.

THE INFLUENCE OF WEBSITE QUALITY ON COGNITIVE AND AFFECTIVE ATTITUDES TOWARDS ORGANIC FOOD

Milan Kocic, Srdjan Sapic and Katarina Sofronijevic

University of Kragujevac, Faculty of Economics, Kragujevac, The Republic of Serbia

Using websites for commercial purposes has been noticeable in numerous areas in recent years, including the organic food market, among others. The era of digitalization has implied that an increasing number of consumers form their views on organic food based on information that is marketed via websites, instead of going to traditional stores. In accordance with that, the aim of the paper is to examine whether the quality of a website, measured by its usability, design and the quality of information, affects consumers' cognitive and affective attitudes towards organic products. In this paper, exploratory factor analysis is carried out along with multiple regression analysis. The research results indicate that, in the organic food sector, it is very important to have a website which is both usable and visually appealing, simultaneously containing quality and updated information, which all can greatly influence the formation of users' attitudes towards organic food, their attitudes being made of the rational emotional dimensions as well. The contribution of this research study is particularly significant bearing in mind the fact that attitudes towards organic food are mostly examined in a traditional environment, not so much in an online environment.

Keywords: website, organic food, cognitive attitudes, affective attitudes

JEL Classification: M31

Ekonomski horizonti, Septembar - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 329 - 331
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

Prikaz konferencije

CONTEMPORARY ISSUES IN ECONOMICS, BUSINESS AND MANAGEMENT - EBM 2022

November 4 2022, Faculty of Economics, University of Kragujevac, Kragujevac, The Republic of Serbia

Katarina Borisavljević*
University of Kragujevac, Faculty of Economics

Brojni izazovi i problemi u oblasti ekonomije i menadžmenta uslovljavaju različite teorijsko-metodološke odgovore koji podrazumevaju razvoj novih koncepata, metodologija, metoda, modela i tehnika. Kompleksnost savremenih problema ekonomije i menadžmenta se najbolje može uočiti u raznolikosti tema koje su bile predmet razmatranja u radovima dostavljenim za Međunarodnu naučnu konferenciju *Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022,* koja je održana 4. novembra 2022, na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Kragujevcu.

Sedma po redu, bijenalna Međunarodna naučna konferencija *Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022,* okupila je do sada najveći broj učesnika, ukupno 104 autora, 81 autora sa visokoobrazovnih institucija iz Republike Srbije i 23 autora iz inostranstva (Poljska, Italija, Slovenija, Ukrajina, Hrvatska). Uvodničari na konferenciji bili su Zlatko Nedelko (Faculty of Economics and Business, University of Maribor, Slovenia) i Stanislaw Mazur (Cracow University of Economics, Poland). Nakon plenarne, rad Konferencije je organizovan kroz pet paralelnih sesija. Istovremeno u okviru posebne sesije održan je Simpozijum kao rezultat saradnje između Ekonomskih fakulteta iz Italije (Messina), Poljske (Cracow), Ukrajine (Kiev) i Srbije (Kragujevac). Konferencija je obuhvatila teme iz oblasti menadžmenta, marketinga, globalizacije, regionalizacije, računovodstva, poslovnih finansija, informacionih sistema i kvantitativnih metoda i modela u ekonomiji i menadžmentu.

Polazeći od potrebe traženja odgovora na savremene izazove u poslovnoj ekonomiji i menadžmentu, a oslanjajući se na koncept korporativne društvene odgovornosti, uvodničar Zlatko Nedelko se u svom izlaganju pod nazivom *Socially responsible behavior of management in conditions of energy scarcity* bavio pitanjem društveno odgovornog ponašanja menadžmenta u kriznim uslovima nedostatka energetskih izvora. Uvodno izlaganje Stanislaw-a Mazura-e, pod nazivom *The globotics transformation*

* *Korespondencija:* K. Borisavljević, Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, Liceja Kneževine Srbije 3, 34000 Kragujevac, Republika Srbija; e-mail: katarinab@kg.ac.rs

and its socio-economic consequences, bilo je posvećeno primeni savremenog koncepta tzv. globotike i analize socio-ekonomomskih posledica sprovođenja ovog koncepta.

Za izlaganje na Konferenciji je prihvaćeno 45 radova, od čega je na Konferenciji prezentirano 35 radova. Prezentirani radovi pripadaju različitim tematskim oblastima:

- Ključni izazovi u menadžmentu i marketingu,
- Globalizacija i regionalizacija,
- Računovodstvo i poslovne finansije, i
- Primenjena informatika i kvanitativne metode u ekonomiji i menadžmentu.

U okviru prve sesije *Ključni izazovi menadžmenta i marketinga*, prezentirani su radovi koji se bave aspektima strategijskog menadzmenta, korporativnog upravljanja i održivosti, zatim korporativnom društvenom odgovornošću, menadžment i marketing aspektima, WOM konceptom, satisfakcijom kupaca, primenom inovacija u poslovanju, karakteristikama poslovanja u turizmu (sa osvrtom na imidž destinacija i doživljaj korisnika usluga u hotelskom poslovanju) i sl.

U okviru druge paralelne sesije *Ključni izazovi menadžmenta i marketinga*, prezentirani su radovi koji tangiraju probleme upravljanja ljudskim resursima, liderstva, interne satisfakcije i lojalnosti, doživotnog učenja i poslovanja u digitalnoj eri, zatim, procesa regrutacije i vertikalne komunikacije u preduzećima, analize turističke ponude u uslovima krize, kao i preduzetništva (*start up* kompanija) i akvizicija kompanija.

Sesija *Globalizacija i regionalizacija* bila je posvećena razmatraju ključnih ekonomskih izazova sadašnjice u Republici Srbiji i regionu, kao što su: ekonomski razvoj, makroekonomska stabilnost, stabilnost finansijskog sistema, stanje i perspektive razvoja finansijskog tržišta, efikasnost ekonomske politike, kao i koncept održivog turizma. Imajući u vidu da se u zemljama regiona i dalje osećaju posledice globalne ekonomske krize, njihovo prevazilaženje i dalje predstavlja jedan od ključnih izazova ekonomskog rasta i razvoja. Shodno tome, u prezentovanim naučnim radovima, posebna pažnja je posvećena preispitivanju važećih makroekonomskih paradigmi, kao i pitanjima efikasnosti monetarne i fiskalne politike u uslovima visokog javnog i budžetskog deficita u uslovima pandemije.

U radovima obuhvaćenim sesijom *Primenjena informatika i kvanitativni metodi u ekonomiji i menadžmentu* razmatarana je primena različitih metoda, modela i prilaza, zatim koncepti poslovne i veštačke inteligencije, uticaj digitalizacije na poslovanje preduzeća, primena CRM *softvare*-skih rešenja i *cloud-based* digitalnih platformi u poslovanju. Razmatrane su glavne prednosti, problemi i izazovi koji se odnose na CRM sisteme, sa fokusom na razumevanje strategije i okvira za implementaciju CRM sistema.

U okviru sesije *Računovodstvo i poslovne finansije*, razmatrane su oblasti merenja poslovnih performansi i profitabilnosti kompanija koje posluju u Republici Srbiji, pre svega, iz oblasti bankarskog i farmaceutskog sektora, kao i visokoobrazovanih institucija.

U okviru naučnog Simpozijuma pod nazivom *Savremeni izazovi u ekonomiji, biznisu i menadžmentu* razmatrane su sledeće teme: međunarodna ekonomija, internacionalizacija poslovanja, ekonomska podrška Ukrajini u periodu posle rata, analiza mogućnosti izvoza i ekonomija CEE zemalja. Poseban osvrt je i na konceptu menadžmenta zasnovanom na vrednosti i analizi *start up* kompanija iz oblasti usluga.

Zaključci do kojih su istraživači došli, a koji su prezentovani u okviru analiziranih sesija predstavljaju dobru osnovu za pružanje adekvatnih odgovora na različite izazove u oblasti poslovne ekonomije i menadžmenta.

Autori su, kroz diskusiju i razgovor, imali priliku da razmene iskustva, ali i da otkriju teme i oblasti zajedničkog istraživanja. Na taj način, ostvaren je osnovni cilj Konferencije, a to je širenje naučne zajednice i stvaranje inicijative za zajednička istraživanja.

Konferencija predstavlja dobru priliku istraživačima za razmenu ideja i prezentiranje rezultata istraživanja, kao i za jačanje međunarodne saradnje i razvoj različitih oblika akademske saradnje.

Katarina Borisavljević je vanredni profesor Ekonomskog fakulteta Univerziteta u Kragujevcu. Doktorirala je na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu iz oblasti poslovne ekonomije i menadžmenta. Izvodi nastavu na nastavnim predmetima Menadžment u turizmu i hotelijerstvu i Kanali marketinga na osnovnim akademskim studijama, Menadžment hotelskih preduzeća, Upravljanje kanalima distribucije i Ekoturizam na master akademskim studijama, Strategijski menadžment u turizam, na doktorskim akademskim studijama Fakulteta. Ključne oblasti njenog naučno-stručnog interesovanja su: marketing i menadžment u turizmu, kanali marketinga i trgovina.

Ekonomski horizonti, September - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 333 - 334
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

PREDMETNI INDEKS

(Ovaj Indeks uključuje sve članke publikovane u Časopisu, u 2022.)

Akcionarsko društvo 287, 289, 291
Asimetrične informacije 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31

Bruto domaći proizvod (BDP) 228, 242, 243, 244, 245, 248, 254, 257, 259, 311

Cene (energenata, nafte, prirodnog gasa) 139, 140, 141, 142, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 149, 150, 151, 152, 153, 154, 155, 156
Cene (izvozne,) 247, 248, 251, 253, 257, 258
Cenovna konkurentnost 244, 245, 246, 248, 253, 257, 258

Devizni kurs 243, 244, 245, 246, 247, 248, 249, 250, 251, 252, 253, 254, 255, 256, 257, 258

Ekonomski (privredni) rast 111, 112, 113, 114, 115, 116, 117, 118, 119, 120, 121, 122, 123, 124, 125, 126, 127, 128, 129, 130, 143, 144, 145, 146, 147, 244, 245, 246, 217, 248, 257, 258
Energenti (nafta, prirodni gas) 140, 141, 142, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 149, 150, 151, 152, 153, 154, 155, 156

Fiskalna harmonizacija 282, 284, 292

Inflacija 131, 132, 133, 134, 135, 136, 137, 138, 139, 140, 141, 142, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 149, 152, 153, 154, 155, 156, 244, 257
Investicije (investiranje) 141, 143, 144, 145, 147, 148, 153, 281, 283, 291, 292
Izvoz 147, 243, 244, 245, 246, 247, 248, 249, 250, 251, 252, 253, 254, 255, 256, 257, 258

Javni dug (kriza javnog duga) 244, 245, 284

Konkurentnost 243, 244, 245, 246, 247, 248, 253, 255, 257, 258
Kontroling 177, 178, 179, 180, 181, 182, 183, 184, 185, 186, 187, 188, 189, 190
Kupovina (online kupovina, web kupovina) 21, 22, 26, 314, 315, 317, 318, 321, 322
Kvalitet 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 30, 253, 254, 313, 314, 315, 316, 317, 318, 319, 320, 321, 322, 323

Menadžment 177, 178, 179, 180, 181, 182, 183, 184, 185, 186, 187, 188, 189, 190
Moralni hazard 19, 20, 21, 22, 23, 26, 27, 28

Organska hrana 313, 314, 315, 320, 321, 322, 323

Porez (poreski sistem, poreski podsticaj, poreski obveznik, poreski teret, poreski prihod, porez na dobit preduzeća) 253, 281, 282, 283, 284, 285, 286, 287, 288, 289, 290, 291, 292
Poslovno okruženje 292, 316
Potrošači (stavovi potrpšača, ponašanje potrošača) 21, 22, 25, 26, 313, 314, 315, 316, 317, 318, 321, 322, 323
Preduzeće 227, 228, 248, 281, 282, 283, 284, 285, 286, 292, 316, 321, 322, 330
Javno preduzeće 287, 288, 289, 290, 291

Računovodstvo (upravljačko, finansijsko) 177, 178, 179, 180, 181, 182, 183, 185, 186, 187, 188, 189, 190

Strane direktne investicije (SDI) 247, 248, 250, 251, 254, 258
Šokovi (ekonomski, ponude, tražnje) 139, 140, 141, 142, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 149, 150, 151, 152, 153, 154, 155, 156, 244

Trgovinski deficit 244, 257, 258
Tržište 19, 20, 21, 22,23, 25, 26, 27, 28, 30, 31, 139, 140, 141, 142, 144, 146, 147, 149, 152, 153, 154, 155, 156, 245, 247, 255, 257, 258, 282, 283, 284, 285, 286, 287, 314, 315
Tržište rada 19, 20, 25, 27, 28, 30, 31, 181, 257
Tržište energenata 139, 141, 146, 147, 148, 149, 151, 152, 156
Finansijsko tržište 243, 244
Tržište hrane 313, 314, 315, 316, 322

Zarade 19, 20, 28, 29, 30, 31, 257

Ekonomski horizonti, September - Decembar 2022, Volumen 24, Sveska 3, 335 - 336
UDC: 33 ISSN: 1450-863 X
© Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu
www. ekfak.kg.ac.rs

PREGLED AUTORA I NASLOVA

(Ovaj Pregled obuhvata sve priloge publikovane u Časopisu, u 2022.)

Afolabi, J. A., Olanrewaju, B. U., & Adekunle, W. (2022). Modelling sectoral sensitivity to macroeconomic shocks: Evidence from Nigeria. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 263-280. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203263A

Bilas, V., & Franc, S. (2022). The contribution of foreign direct investment to economic growth in the selected emerging European countries: The evidence based upon the panel cointegration model. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 229-242. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203229B

Borisavljević, K. (2022). Prikaz međunarodne naučne konferencije: *Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022*. November 4, 2022, Kragujevac, The Republic of Serbia. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 329-331. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Chandna, V. (2022). Where do we belong: An exploration of individuals' identity issues within temporary organizations. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 3-17. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201003C

Dzenopoljac, V., Abidi, O., Rauf, A., & Bani-Mustafa, A. (2022). Managerial tacit knowledge transfer: A potential outcome of cross-border mergers and acquisitions in the GCC banking sector. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 211-224. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202211D

Đurović Todorović, J., Đorđević, M. i Ristić Cakić, M. (2022). Poreski obveznik kao element poreza na dobit preduzeća: Ekonomski efekti i opcije za fundamentalnu reform. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 281-296. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203281D

Gligorić Matić, M. i Jovanović Gavrilović, B. (2022). Merenje i analiza dinamike privrednog rasta u evropskim zemljama. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 119-138. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202119G

Gupta, K., Thanikella, V. R., Deol, O. S., & Gupta, K. (2022). Determinants of investment risk in Indian consumer goods sector: Dynamic panel regression approach. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 35-55. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201035G

Inoni, O. R., & Okorie, C. (2022). Brand quality, consumption emotions and purchase decision of washing machines. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 95-113. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201095I

Kocić, M., Šapić, S. i Sofronijević, K. (2022). Uticaj kvaliteta *web* sajta na kognitivne i afektivne stavove prema organskoj hrani. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 313-327. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203313K

Kovačević, R. (2022). Izvozne performanse i konkurentnost perifernih članica evrozone. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 243-262. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203243K

Leković, V. (2022). Uvodnik. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 1-2. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022.

Leković, V. (2022). Uvodnik. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 117-118. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022.

Leković, V. (2022). Zahvalnica recenzentima. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 225-226. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022.

Leković, V. (2022). Uvodnik. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 227-228. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Leković, V. (2022). Pregled autora i naslova. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 335-336. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Lo, H-C., Yang, M. J., Huang, C-T., & Chien, C-Y. (2022). Does income influence rational decisions? *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 195-209. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202195L

Monye-Emina, H. E., & Jeroh, E. (2022). Determinants of abnormal audit fees in International Financial Reporting Standards-Based financial statements. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 75-93. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201075M

Nestic, S., Aleksic, A., Lafuente, J. G., & Ljepava, N. (2022). Enhancing the production and sale based on mathematical statistics and genetic algorithm. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 57-73. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201057N

Praščević, A. i Ješić, M. (2022). Cene energenata kao značajni šokovi ponude: Primer država bivše SFRJ i Višegradske grupe. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 139-159. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202139P

Radosavljević, G. (2022). Najava međunarodne naučne konferencije *Contemporary Issues in Economics, Business and Management - EBM 2022*. November 4-5, 2022, Kragujevac, the Republic of Serbia. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 115-116. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022.

Stanišić, N. i Marinković, V. (2021). Predmetni indeks. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 333-334. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022.

Stevanovic, S., Milenkovic, I., & Paunovic, S. (2020). Effects of the implementation of the inflation targeting regime on economic growth. *Ekonomski horizonti*, *24*(3), 297-311. Elektronska verzija objavljena 6. decembra 2022. doi:10.5937/ekonhor2203297S

Todorović, M. i Parč, D. (2022). Faktori uspeha, alati i zadaci kontrolera u uslovima intenzivne digitalizacije. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 177-193. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202177T

Trivić, N., i Todić, B. (2022). Modeli ugovora o zaradama i podsticajima u uslovima asimetrične informisanosti na tržištu rada. *Ekonomski horizonti*, *24*(1), 19-33. Elektronska verzija objavljena 22. aprila 2022. doi:10.5937/ekonhor2201019T

Yahaya, K. A., Salman, R. S., Abdulsalam A. K., & Adegbayibi, A. T. (2022). Human resource accounting contribution to the profitability of Nigerian publicly traded conglomerate companies. *Ekonomski horizonti*, *24*(2), 161-176. Elektronska verzija objavljena 26. jula 2022. doi:10.5937/ekonhor2202161Y

CIP - Каталогизација у публикацији
Народна библиотека Србије, Београд

33

EKONOMSKI horizonti / glavni i odgovorni urednik Vlastimir Leković. - God. 1, br. 1/2 (1999)- . - Kragujevac: Ekonomski fakultet Univerziteta u Kragujevcu, 1999 - (Kragujevac: InterPrint). - 26 cm

Tri puta godišnje. - Tekst na srp. i engl. jeziku. - Drugo izdanje na drugom medijumu : Ekonomski horizonti (Online) = ISSN 2217-9232
ISSN 1450-863X = Ekonomski horizonti (Štampano izd.)
COBISS.SR-ID 158022663

UPUTSTVA AUTORIMA

Uvod: Rukopisi, koji se podnose Glavnom i odgovornom uredniku Časopisa, trebaju biti originalni, neobjavljeni, i ne smeju biti u postupku recenziranja bilo kog drugog časopisa. Rukopisi trebaju biti napisani na stilski i gramatički standardnom **srpskom i engleskom,** odnosno, samo na **engleskom** jeziku, autora čiji maternji jezik nije srpski. Autorima se sugeriše da rukopise striktno usaglase u svim elementima sa zahtevima ovog Uputstva. Svi rukopisi podležu procesu dvostruko anonimnog recenziranja.

Podnošenje rukopisa: Rukopisi se podnose elektronski. Autori treba da podnesu tri fajla: fajl sa informacijama o: naslovu rada, imenima autora, njihovim godištima, institucijama i adresama (e-mail, poštanska adresa, broj telefona), fajl sa rukopisom: naslov rada, apstrakt, ključne reči, JEL klasifikacija rukopisa, središnji deo rada, slike, tabele, grafikoni ugrađeni u rad, zahvalnica (ukoliko postoji), reference, prilozi (ukoliko postoje), endnote (ukoliko postoje), i fajl sa potpisanom i skeniranom Izjavom autora o originalnosti rukopisa.

Dužina podnesaka: Rukopisi bi trebali da sadrže od 5000 do 7000 reči.

Naslov rukopisa: Naslov rukopisa treba biti napisan najviše u dva reda.

Apstrakt i Ključne reči: Apstrakt treba biti od 100 do 150 reči. Autori treba da izdvoje 3-6 ključnih reči.

JEL klasifikacija: Prema: *Journal of Economic Literature (JEL) Classification System:* http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php, autori treba da klasifikuju svoj rukopis.

Slike i Tabele: Slike mogu biti u TIFF, GIF, JPG, PDF, CDR formatu, u rezoluciji najmanje 300dpi. Tabele trebaju biti urađene u Word, Excel, Corel, Visio, SPSS formatu. Slike i tabele treba numerisati uzastopno; svaka Slika treba biti potpisana svojim naslovom, i izvorom, a svaka Tabela treba imati svoje zaglavlje, i biti potpisana izvorom**.**

Zahvalnica: Naziv i broj projekta u okviru koga je rukopis nastao, i naziv institucije koja finansira projekat, odnosno, zahvalnost recenzentima, itd. navode se nakon Zaključka, tj, ispred Referenaca.

Endnote: Endnote treba smestiti na kraju rukopisa, nakon Referenci. Fusnote se ne prihvataju.

Reference: Reference bi trebale biti iz svih odgovarajućih izvora, i trebale bi biti lako dostupne čitaocima. Broj referenaca na koje se autori pozivaju u svom rukopisu bi trebao biti od 20 do 30. U **tekstu:** u slučaju jedne reference, izvor se navodi na sledeći način: (Rosenhead, 2005); u slučaju više referenaca, izvore treba poređati hronološki, na primer: (Midgley, 2000; Mingers, 2006). U **listi** referenaca: treba navesti samo one izvore na koje se autori pozivaju u rukopisu; radovi se navode bez numerisanja, prema prezimenima autora, u abecednom redosledu; ukoliko više od jedne reference ima isto autorstvo i datum koristi se a, b, ... nakon datuma, na primer: Jackson, M. C. (2006a); ukoliko neka referenca poseduje DOI broj, treba ga napisati na kraju reference. Reference u tekstu i listu referenci treba uraditi prema (APA- Publication Manual of American Psychological Association (http://www.apastyle apastyle.org/pubmanual.html): **Knjiga s jednim autorom**: Morgan, G. (1997). *Images of Organization*. London, UK: SAGE Publications. **Knjiga sa dva autora:** Flood, R. L., & Romm, N. R. A. (1996). *Diversity Management: Triple Loop Learning.* Chichester, England: John Wiley. **Knjiga sa više od dva autora:** van Marrewijk, C., Ottens, D., & Schueller, S. (2006). *International Economics: Theory, Application, and Policy.* Oxford, UK: Oxford University Press. **Članak u časopisu:** Zhu, Z. (2011). After paradigm: why mixing-methodology theorising fails and how to make it work again. *Journal of the Operational Research Society, 62*(4), 784-798. **Poglavlje u redigovanoj knjizi:** Brocklesby, J. (1997). Becoming multimethodology literate: An assessment of the cognitive difficulties of working across paradigms. In J. Mingers, & A. Gill (Eds.). *Multimethodology: The Theory and Practice of Combining Management Science Methodologies* (pp. 189-216). Chichester, England: John Wiley. **Saopštenje - u zborniku sa naučne konferencije - štampano u celini:** Feret, K. (2011). Serbia and Poland on map of the global air cargo shipment. In V. Babić (Ed.). *Contemporary Issues in Economics, Business and Management* (pp. 3-16). Kragujevac: Faculty of Economics in Kragujevac. **Rad prezentiran na naučnoj konferenciji/simpozujumu, skupu:** Prochniak, M. (2008, April). *Real Economic Convergence between Central and Eastern Europe and the European Union.* Paper presented at the conference of the Chinese Economic Association, Cambridge, UK. **Web site:** Waugh, M. E. (2010). International Trade and Income Differences. *American Economic Review,* 5, 2093-2124. Retrieved March 11, 2012, from http://www.aeaweb.org/aer/contents/index.php.

Biografska skica autora: Na kraju rukopisa treba - u ne više od 50-tak reči - navesti osnovne podatke iz profesionalne biografije autora.

Prikazi knjiga i ***Najava i prikazi naučnih konferencija:*** podležu procesu recenziranja, i ne bi trebalo da sadrže više od 1000 reči. Prikaz knjige treba da obuhvati naslov knjige, ime autora i izdavača, godinu publikovanja, broj strana i ISBN broj. Prikaz knjige treba da sadrži kritičko i konstruktivno vrednovanje njene relevantnosti u teorijsko-metodološkom i praktičnom smislu.

Etika publikovanja: S ciljem predupređivanja objavljivanja plagijata, neverodostojnih podataka i rezultata, itd, autori uz Rukopis treba da - kao attachment - dostave potpisanu i skeniranu Izjavu o originalnosti rukopisa, koja se može preuzeti sa sajta Časopisa.

Sekretar Uredništva: Sve relevantne informacije, autori rukopisa mogu dobiti od sekretara Uredništva:

e-mail: horizonti@kg.ac.rs