

of the University  
of Pardubice  
**Faculty of Economics  
and Administration**



Series D

**SCIENTIFIC PAPERS OF THE UNIVERSITY OF PARDUBICE**

**Series D**

**Faculty of Economics and Administration**

**No. 47 (3/2019)**

**Vol. XXVII**

# **SCIENTIFIC PAPERS OF THE UNIVERSITY OF PARDUBICE**

**Series D**

**Faculty of Economics and Administration**

**No. 47 (3/2019)**

**Vol. XXVII**

Registration MK ČR E 19548

ISSN 1211-555X (Print)

ISSN 1804-8048 (Online)

Contribution in the journal have been reviewed and approved by the editorial board.  
Contributions are not edited.

© University of Pardubice, 2019

## ABOUT JOURNAL

Scientific Papers of the University of Pardubice, Series D journal aims to be an open platform for publication of innovative results of theoretical, applied and empirical research across a broad range of disciplines such as economics, management, finance, social sciences, law, computer sciences and system engineering with the intention of publishing high quality research results, primarily academics and researchers.

The journal is published every year since 1996 and papers are submitted to review. The paper is included in the List of reviewed non-impacted periodicals published in the Czech Republic, it is also indexed in Scopus, EBSCO Publishing, ProQuest and CNKI Scholar. The journal is published 3x per year.

## CONTENTS

<b>DOES EXTREME POVERTY OCCUR IN EU COUNTRIES?</b> ANTOŠOVÁ IRENA .....	4
<b>ETIKA A INTEGRITA VEŘEJNÉ SPRÁVY ČESKÉ REPUBLIKY</b> BOHATÁ MARIE.....	16
<b>NEW FUZZY MULTIPLE CRITERIA EVALUATION METHOD AS A SUPPORT FOR INVESTMENT DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTY</b> BOROVIČKA ADAM .....	28
<b>MÁ MĚNOVÝ AGREGÁT M3 VLIV NA INFLACI? PŘÍPADOVÁ STUDIE ČESKÉ REPUBLIKY, ŠVÝCARSKA A IZRAELE</b> ČERNOHORSKÁ LIBĚNA, MALÉŘ PETR .....	41
<b>MANAGEMENT STRUCTURE IN THE PERFORMANCE OF POLISH MUTUAL FUNDS: DOES TEAM SPIRIT MATTER?</b> FILIP DARIUSZ .....	53
<b>POSTOJE PODNIKŮ K ŘÍZENÍ KLÍČOVÝCH POZIC A ZAMĚSTNANCŮ</b> HORVÁTHOVÁ PETRA, VELČOVSKÁ ŠÁRKA, KAUEROVÁ LENKA .....	66
<b>EXPERTNÍ SYSTÉM TYPE-2 FUZZY LOGIKA PRO INVESTIČNÍ ANALÝZU</b> JANKOVÁ ZUZANA, DOSTÁL PETR.....	79
<b>FISCAL DECENTRALIZATION AND REGIONAL DISPARITIES IN CZECHIA AND SLOVAKIA: REGRESSION ANALYSIS AT THE NUTS 2 AND NUTS 3 LEVEL</b> MALÍČKÁ LENKA .....	91
<b>IDENTIFYING KEY DETERMINANTS OF POVERTY IN SLOVAKIA</b> MOJSEJOVÁ ALENA .....	102
<b>VLIV OSOBNOSTNÍCH A DEMOGRAFICKÝCH CHARAKTERISTIK ZÁKAZNÍKŮ NA JEJICH LOAJALITU</b> SUCHÁNEK PETR, ČINČALOVÁ SIMONA, PROKOP MARTIN .....	115
<b>THRESHOLD EFFECTS IN INTERACTIONS BETWEEN FISCAL DYNAMICS, CURRENT ACCOUNT IMBALANCES AND BUSINESS CYCLE SYNCHRONIZATION</b> ŠULIKOVÁ VERONIKA .....	126

# DOES EXTREME POVERTY OCCUR IN EU COUNTRIES?

Irena Antošová

**Abstract:** *Poverty as a result of income inequality is a concern for governments in all countries, including the European Union. The question is how serious the poverty is and in which households it occurs. This paper offers the identification of households at risk of extreme poverty based on the construction of the Extreme Poverty Index. This Index combines three dimensions of poverty, reflecting trends in measuring multidimensional poverty. The first component of the index is income poverty, the second is material deprivation of households, which complements the index by a non-income perspective and reflects the real living conditions of households. The third component of the index is the low work intensity of the household. Segments of households at risk of extreme poverty are identified in a cluster analysis using primary data from EU-SILC survey. These identified households should be the target groups of the social policy activities in order to make social policy and assistance to endangered households as effective as possible. The paper provides a comparison of extreme poverty in households in the Czech Republic, Germany, Poland and Slovakia. The most vulnerable segment in all countries is an unemployed pre-retirement consumer living alone, but also other household groups.*

**Keywords:** *Extreme Poverty, Income, Material Deprivation, Unemployment, Social Transfers, EU-SILC.*

**JEL Classification:** *I32, P46, D31, I31*

## Introduction

Life in poverty is no longer just a phenomenon of developing countries but also many economically developed countries, including European Union countries, which have to deal with this problem (Stiglitz et al., 2009). In economically developed countries the poverty is often described in the context of the income inequality which on the one hand drives the economy forward, but on the other hand causes households on the lowest income to live in poverty or in social exclusion and have to rely on state benefits. The instruments of state social policy lead to lower poverty however this depends on the suitable setting. As part of the fulfilment of the Europe 2020 strategy one of the objectives of the EU is to reduce the number of people living at risk of poverty (European Commission, 2010) and this endeavour needs to be quantified and verified.

Poverty and the living standard are highly complex concepts which can be regarded from a financial or non-financial angle. In case of the European Union the most commonly used scale of poverty is income poverty, the at-risk-of-poverty-rate, material deprivation and unemployment rate (European Commission, 2010). Financial and monetary indicators reflect the living standard objectively, the non-monetary (e.g. material deprivation) show the actual household living standards. This study offers a combination of them, i.e. offers a poverty indicator.

The aim of this paper is the determination and the identification of households living at risk of extreme poverty on the basis of the creation of the Extreme Poverty Index which combines several dimensions of poverty (income poverty, material poverty and low work intensity) in selected countries in the European Union. The identification of households

living at risk of extreme poverty will be made in the cluster analysis and compared in different countries also in the context of social transfers as a form of a state support.

## **1 Literature review**

Income inequality is increasing globally and becoming the issue at the top of the policy agenda. Income inequality leads on the one side of society to the appearance of a low-income group that has a problem making ends meet and lives in poverty, in the worst case in social exclusion (Halleröd, Larsson, 2008). Chakravarty (2010) explains income inequality as the difference in income among the inhabitants within one population. Perkins et al. (2012) and Salverda et al. (2009) add that income inequality has a negative impact on the economy by reducing its performance.

Poverty in economically developed countries can take on several forms. The most commonly measured and discussed form of poverty in the EU is income poverty where insufficient income does not allow the household to achieve the required living standard (Stiglitz et al., 2009). The income situation of households affects also consumer behaviour. It is said that the influence of emotions on consumer decision-making is significant but the consumer's actions are still decided by what is in his wallet (Achar et al., 2016). Household's income situation is the basis for analysing the living standard where the household income encompasses income from employment or old-age pensions, social transfers and other income (Atkinson and Marlier, 2010). If the income of households is insufficient and its amount is below the poverty line, then these households are described as low-income. They are unable to behave according to their objectives due to lack of financial means (Haughton, Khandker, 2009).

Many factors which are interrelated create the living conditions of the household. For example, household income affects the standard of housing, work and life balance and health. Further correlation is significant between education and type of work, and between earnings, health and housing (OECD, 2011). Consumers can experience the poverty in various spheres such as lack of education, inadequate housing, bad health and malnutrition, low personal safety or social isolation (Alkire et al., 2015). The significant correlation between income poverty and poor health conditions was confirmed (Lenhart, 2019; Radulescu et al. 2012; Khan, Ul Husnain, 2019). The multidimensional poverty basically combines three dimensions: health, education and the living standard (UNDP, 2018).

The complex poverty can be objectively measured through household income, however this measuring testify nothing to what it is like being poor (Nolan, Whelan, 2010). Kuypers and Marx (2019) suggest to measure poverty not just according to household income but also according to assets. Measuring the quality of life based on a combination of monetary and also non-monetary indicators has its advantages (Whelan et al., 2003).

According to some authors (e.g. Rittakalio, Bradshaw, 2005; Atkinson et al., 2007) there are many determinants of poverty among which in the first place are the demographic factors of household members. Chaupain-Guillot and Guillot (2015) also showed that factors such as gender, age or education affect the level of household income. Aisa et al. (2019) see the education as the determinant of poverty. Corsi et al. (2016) explain the gender pay gap in EU countries given that women's and men's pay

differ for the same job. Gradín et al. (2010) speaks of discrimination against women which is growing and plays an important role in measuring poverty in the EU.

When identifying households at risk of poverty, Kis and Gábos (2015) see an important role in the characteristics of households as the age of their members, composition of households or socio-economic factors e.g. education, economic activity. The employment and unemployment affect the living standard too (Vojtková, Šoltes, 2018). Haralambie (2017) presents economic development, innovation and employment, as the main indicators of poverty in EU. Veneri and Murtin (2019) also see employment as an important factor determining the living standard. They regard employment as an income factor and propose adding another non-income factor (e.g. the health standard) in the prediction of the living standard.

Low-income households rely on state benefits. Sometimes they intend to use credit but their situation is even worse later because they are not able to repay (Li, 2018). Countries help low-income households with use of social policy instruments and thereby reduce income inequality. Without taxes and transfers income inequality would be far higher (Keeley, 2015). The precise identification of households at risk of poverty helps social policies to be effective (Halleröd, Larsson, 2008). If it is effective to focus social policy mainly on old age pensioners is a question (Kluge et al., 2019). However, social policies are in the competence of member states and the EU only provides a uniform objective (Stiglitz et al., 2009).

Kujala et al. (2019) stresses that poverty and income inequality need to be reduced because low-income households present a risk to others. Income inequality may lead to low-income households to criminal activity. Álvarez-Gálvez and Jaime-Castillo (2018) add that state social instruments also give a positive effect not just on safety in society and ensuring basic needs in low-income households, but also on the health conditions of consumers.

## 2 Methods

The primary data source for this paper is data from the EU-SILC survey (European Union - Statistics on Income and Living Conditions) from the year 2016. The EU-SILC data offers different types of income such as disposable household income or social transfers. The EU-SILC survey also allows the identification of households by socio-economics factors and provide information about detailed living conditions. This survey is compulsory for each member state in the European Union. The basic statistical unit in the EU-SILC survey is a household (Eurostat, 2019a). Krell and Frick (2017) add that it is possible to compare countries thanks to unified methodology and use this data in international research. The overview of a large number of respondents in the EU-SILC in 2016 is shown in Tab. 1.

**Tab. 1: Frequency of households and individuals in the EU-SILC survey in 2016**

Country	Number of households in EU-SILC	Number of individuals in EU-SILC
Germany	13 330	23 144
Czechia	8 507	16 157
Poland	11 982	27 131
Slovakia	5 738	14 101

*Source: own processing EU-SILC data*

The disposable income (DI) is considered the fundamental variable and is expressed monthly per an equivalised member of the household. This calculation takes into account the number of members in the household and also the age profile. The head of the household has a coefficient of 1.0, children under the age of 13 have 0.3 and other people 0.5. An equivalised household size (EHS) is calculated:

$$EHS = 1 + 0,5 * (n_{adult} - 1) + 0,3 * n_{child} \quad (1)$$

The equivalised disposable income (EDI) is determined according to the relationship:  $EDI = DI/EHS$  (Eurostat, 2019a). The equivalised income is in euro in this study. The income inequality is expressed on the basis of the comparison of average household income in the first income decile and in the last income decile. Deciles are quantiles that divide the dataset into ten equal parts.

The created Extreme Poverty Index contains three components: income poverty, material poverty and low work intensity. Income poverty is computed according to the methodology of EU. The initial part of this methodology is the poverty threshold determination. The poverty threshold is calculated as 60 % of the national median equivalised disposable income. If household equivalised income is below the poverty line, a household is considered as living at risk of poverty. EU methodology has defined a list of items that a household should afford. Those households who report four or more items missing from the list are considered severely materially deprived and living at risk of poverty (Eurostat, 2019b). The last component of the Extreme Poverty Index is the unemployment, especially low work intensity in a household that is defined as the number of people living in a household where the members of working age (18-59 years, students 18-24 years excluded) worked less than 20 % of their total potential during the previous 12 months. Work intensity is the ratio of the total number of months that all working-age household members have worked during the income reference year and the total number of months the same household members theoretically could have worked in the same period (Eurostat, 2019c).

According to the Extreme Poverty Index, Households are living at risk of extreme poverty if they are below the poverty income threshold, if they are severely materially deprived and also if they have low work intensity. The identification of these households is made using the cluster analysis. The cluster analysis is applied to categorize objects in a data file into several groups (clusters). Objects within a cluster are as similar as possible and an object within a cluster with objects from other clusters is the least possibly similar. The individual objects are gradually merged into small clusters and then small clusters are associated with larger clusters (Meloun, Militký, 2012). IBM SPSS Statistics software is used in this study for processing EU-SILC data. The first step of the cluster analysis is called pre-clustering and sub-clusters are created. Sub-clusters from the first step are modelled on the entire data set in the second step (IBM Knowledge Center, 2019).

This study also offers an overview of social transfers in households as state support to households experiencing poverty. Then disposable income of households before social transfers and before social benefits is used to detect the amount of social transfers. Social transfers are calculated as a sum of social benefits and old age pensions.



### 3 Results

Four European Union member states: Germany, Czech Republic, Poland and Slovakia, were selected for making a more in-depth analysis of the problem of poverty and its dimensions for the purpose of composing the Extreme Poverty Index. Although these states are geographically neighbouring Central European countries and EU members, they are states with different economic performance, different economic development in the second half of the 20th century, varied levels of household income (Tab. 2), they all have to face poverty problem.

**Tab. 2: Income situation in selected countries in euros per month**

	Germany	Czechia	Poland	Slovakia
Average disposable household income	2 805	1 119	976	1 138
Average equivalised household income	1 936	707	560	617

*Source: own processing EU-SILC data*

The level of income in Germany is several times higher than in the other more eastern countries. For example, the average disposable income in Germany is about three times higher than in Poland and the equivalised income in Germany is almost four times higher in comparison to Poland. Income inequality is displayed also among households in the territory of the individual countries. The Tab. 3 shows how much disposable income of all households is in the first low-income decile and can be compared with the last income decile. The greatest differences appear in Germany where only 2.63 % of the income of all households falls into the first decile and in contrast almost a quarter of total income falls into the last decile.

**Tab. 3: Comparison of the first and last income decile**

	Share of the sum of income in the first decile of total income	Share of the sum of income in the last decile of total income
Germany	2.63 %	24.05 %
Czechia	4.20 %	22.05 %
Poland	2.81 %	23.75 %
Slovakia	3.36 %	20.73 %

*Source: own processing EU-SILC data*

#### 3.1 Determination of low-income households and extreme poverty

This paper offers the Extreme Poverty Index that combines poverty dimensions (income poverty, material dimension and low work intensity).

**Tab. 4: Poverty dimensions**

Poverty dimensions / states	Income poverty (IP)	Severe material deprivation (DEPR)	Low work intensity (LWI)	Extreme poverty (penetration)	IP + DEPR	IP + LWI	DEPR + LWI
Germany	16.42 %	5.01 %	9.01 %	1.87 %	3.69 %	6.22 %	2.11 %
Czechia	9.68 %	5.17 %	6.05 %	1.51 %	2.70 %	3.56 %	1.76 %
Poland	17.28 %	7.94 %	7.55 %	1.83 %	4.53 %	4.27 %	2.25 %
Slovakia	12.77 %	8.73 %	3.81 %	2.01 %	3.74 %	3.11 %	2.25 %

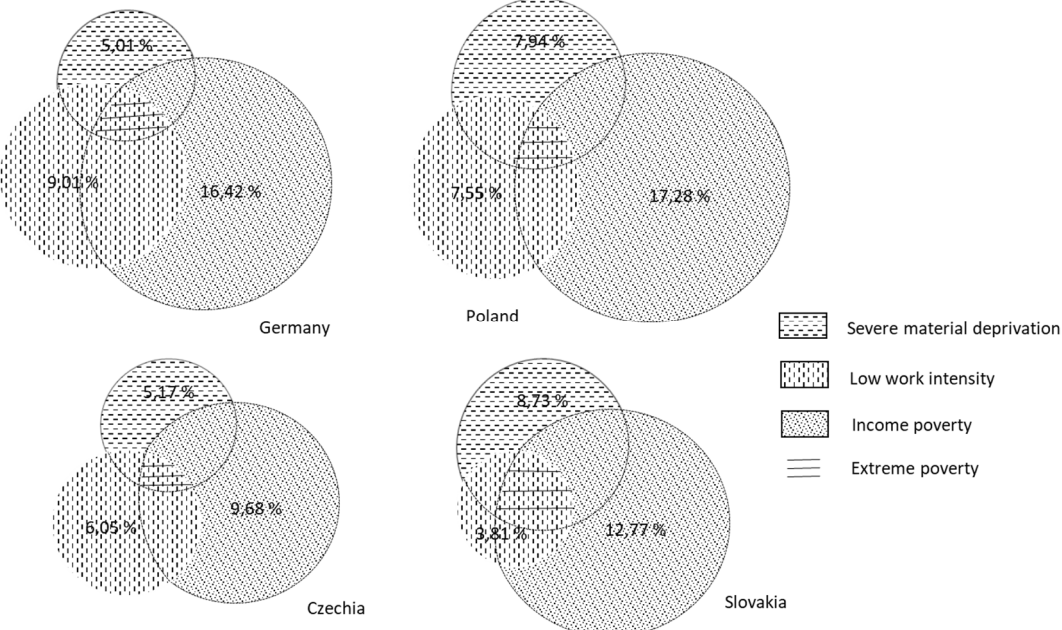
*Source: own processing EU-SILC data*

The Extreme Poverty Index is a penetration of three compositions of poverty expressing the share of the population which also lives in income poverty, is severely materially deprived and has low work intensity (Tab. 4). In all monitored countries the share of households in extreme poverty out of the total population is quite low. The value of the Extreme Poverty Index ranges in an interval of 1.51 % to 2.01 %, but it must be reiterated that in the case of Germany this concerns 753 455 households, in Poland 243 662 households, in the Czechia 65 561 households and 37 292 households in Slovakia whose living conditions in multidimensional poverty are very bad.

The last three columns in Tab. 4 show the penetrations for households also at risk of income and materially deprived, at risk of income and with low work intensity and materially deprived and with low work intensity. Of these categories the most numerous are households at risk of income poverty and with low work intensity. People in households that do not use their work potential and are not economically active in the sphere of employment have lower income as opposed to the others. The following diagram (Fig. 1) shows how individual poverty dimensions in households penetrate each other.

Households living at risk of poverty are forced to manage with far lower income than the rest of the population. Almost all average income of households living at risk of poverty in whatever dimension are significantly lower than the poverty threshold (Tab. 5). The lowest average equivalised income of households in Poland is EUR 205 monthly, in Germany EUR 734 monthly. However, it cannot be said that German households living at risk of poverty do better thanks to higher income than Polish households, in the countries there is different income level. The average income in materially deprived households ranges around the poverty threshold, in the Czech Republic and Poland it is even slightly above it. The same could be said of households with low work intensity. The total lowest income in households at risk of extreme poverty is in Slovakia where the average equivalised income is EUR 135 per month.

**Fig. 1: Penetration of poverty dimensions in households in Germany, Czechia, Poland and Slovakia**



Source: own processing EU-SILC data

The absolute amount of income in different countries cannot be compared but the relative expression can be used (Tab.5). The share of average equivalised income in households at risk of extreme poverty against the average equivalised income in all household show that the situation is the worst in Slovakia (lowest share 21.88 %) and Poland. Slovak and Polish households have worse living conditions because they have to manage with lower income which is very low even in the context of the income level in the country concerned. On the other hand extremely low income households in Czechia are in better situation (37 % of the average income in the whole society).

**Tab. 5: Equivalised income (EI) of households at risk of poverty in euros per month**

	<b>Germany</b>	<b>Czechia</b>	<b>Poland</b>	<b>Slovakia</b>
<b>Average EI in households at risk of income poverty</b>	734	307	205	227
<b>Average EI in materially deprived households</b>	927	406	297	384
<b>Average EI in households with low work intensity</b>	1,007	401	300	223
<b>Average EI in households at risk of extreme poverty</b>	719	264	163	135
<b>Share of average EI in households at risk of extreme poverty against average EI of all households</b>	37.13 %	37.33 %	29.09 %	21.88 %
<b>Poverty threshold</b>	1 068	392	294	348

*Source: own processing EU-SILC data*

Households at risk of extreme poverty need to be accurately identified so social policy activities can be effectively targeted at them. Segments were created using a cluster analysis from the sets of individuals from households at risk of extreme poverty in Germany, the Czech Republic, Poland and Slovakia. The clusters are created based on demographic characteristics of consumers in households (economic activity, highest attained education, gender and age) and according to the type of household (i.e. the number of adults and children in the household). These 5 variables enter the cluster analysis and make segments in extremely poor households.

The algorithm of the two-step cluster analysis revealed the following segments of households living at risk of extreme poverty (Tab. 6).

**Tab. 6: Segments of households at risk of extreme poverty**

	Segment	Economic activity	Household type	Age group	Education	Gender
<b>Germany</b>	1.	Disability	Single-member	51-60	Secondary	Female
	2.	Unemployed	Single-member	51-60	Secondary	Male
	3.	Unemployed	One adult and children	41-50	Secondary	Female
	4.	Unemployed	Single-member	16-30	Lower secondary	Male
<b>Czechia</b>	1.	Unemployed	Single-member	51-60	Lower secondary	Male
	2.	Parental leave	2 adults and 1 child	16-30	Lower secondary	Female
<b>Poland</b>	1.	Unemployed	Single-member	51-60	Secondary	Male
	2.	Disability	Other	16-30	Primary	Female
<b>Slovakia</b>	1.	Unemployed	Adults with children	16-30	Lower secondary	Female
	2.	Unemployed	Adults with children	51-60	Lower secondary	Female

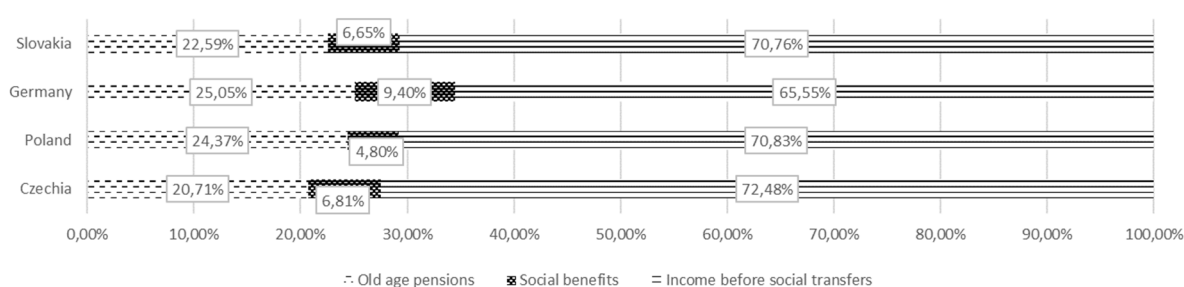
*Source: own processing EU-SILC data*

In all four monitored countries the group at risk is of pre-retirement age of 51-60. Another common factor for all countries is that single-member households in particular fall into extreme poverty. Besides these groups, in Germany other households at risk of extreme poverty are females living alone again of pre-retirement age of 51-60 who are unable to work usually due to long-term illness. Almost in all segments secondary education prevails, but often only at lower level and one with basic education. Therefore it can be assumed that the higher the level of education of people in a household the less likely they will fall into extreme poverty. In Slovakia and in all other countries the households most at risk are those with members of age categories 16-30 and 51-60, i.e. after completed education and before old-age retirement.

Social policy activities need to be targeted at above segments (Tab. 6) so that the fight against poverty is as effective as possible and there is the greatest possible progress in reducing the number of households at risk of poverty which is also one of the strategic objectives of the European Union. Governments help low-income households at risk of extreme poverty in the form of social transfers. In different member countries social transfers are differently effective depending on their structure and the share of old-age pensions and social benefits.

The diagram (Fig. 2) illustrates the share of social transfers in the income of all households in the country (not just those extremely at risk). The highest share of social transfers in total household incomes is in Germany which on average is 34.45 % of household incomes. The lowest share of social transfers in the incomes is in the Czech Republic (27.52 %), but does not mean the lowest efforts of the state to fight against poverty. In contrast, extreme poverty is the lowest in Czech households (Fig. 1). It shows that a higher share of social benefits at the expense of old-age pensions as part of social transfers is expedient as it leads to a lower rate of poverty in the country. In Poland, which has the lowest share of social benefits in household incomes (4.80 %), the poverty rate is higher than in CR or DE.

**Fig. 2 Social transfers in household income**



Source: own processing EU-SILC data

## 4 Discussion

The effort to reduce the number of households at risk of poverty is the common goal of EU countries. Regardless of the level of household income, in all the monitored countries there are households living in poverty that rely on state support in the form of social transfers. Inasmuch as poverty is multidimensional, as pointed out by Alkire et al. (2015), there is the need to also develop a multidimensional scale of poverty. Atkinson and Marlier (2010) measure the living standard and poverty only on the basis of household income. Income is a convenient objective scale, but does not reflect the actual household living conditions. On the other hand, the material deprivation indicator has a higher explanatory power about household living conditions. That is why in this study in the construction of the index to determine households at risk of extreme poverty, a combination of income and non-income perspective is used. This combination is supplemented by the unemployment indicator. Because as Vojtková and Šoltes (2018) or Alkire et al. (2015) claims, unemployment is seen as a significant determinant of poverty. The constructed Extreme Poverty Index contains three components – income poverty, material deprivation and low work intensity of a household. The combination of these poverty dimensions shows that 2.01 % of Slovak households live at risk of extreme poverty whereas the lowest rate of extreme poverty is in Czechia (1.51 %). Overall this is a low percentage, but it must be realised that when converted to population this is thousands of households such as 753 000 households in Germany or 244 000 Polish households.

These endangered households often have to rely on state help. So social policy activity needs to be targeted at the extremely low-income households. Halleröd and Larsson (2008) also come up with such an idea. That is why the cluster analysis was conducted here which identified segments of households living at risk of extreme poverty. A segment made up of consumers of pre-retirement age who live alone is revealed in all countries. If they lose their job, it is very difficult for them to find a new one at this age. Single-member extremely at risk households are no exception even in one monitored country. Another discovered at risk group which must certainly be monitored is females with children. The structure of social transfers contributes to the efficiency of social transfers in the process of reducing poverty in the EU. It is shown that a higher share of social benefits in household income leads to a lower rate of poverty in the country concerned.

A shortcoming of the constructed index could be the question of the topicality of the material deprivation indicator. This indicator is defined according to EU methodology

which has not recently been updated and the construction of the material deprivation indicator contains items such as a telephone (landline) or television. It does not consider the current trends when a landline in the household is obsolete technology and instead of a TV, households have other more advanced preferences.

## Conclusion

Households living at risk of extreme poverty are also found in the countries of the European Union. This is seen for example in the analysed four countries, i.e. Germany, Poland, the Czech Republic and Slovakia. The Extreme Poverty Index was constructed for households in these member countries which combines three poverty dimensions – income poverty, severe material deprivation and low work intensity. The index's income component is the starting point for determining low-income households. But income poverty is not enough for a more detailed analysis of the living conditions of low-income households. That is why the index includes unemployment in a household which is displayed in the household work intensity component and household material deprivation indicator in a severe form of deprivation.

After the construction of the Extreme Poverty Index, it was revealed that in Slovakia 2.01 % of households live at risk of extreme poverty, in Germany and Poland the situation is similar, slightly lower risk and in the Czech Republic the risk of extreme poverty is the lowest – 1.51 %. These are low values however after conversion to absolute numbers this involves hundreds of thousands of households with highly inadequate living conditions.

Households living at risk of extreme poverty detected on the basis of the Extreme Poverty Index should be the target group of social transfers so the social policy activity of the country concerned are as effective as possible and so social transfers can go to the household where required. The identification of households at risk of extreme poverty was made possible by the conducted cluster analysis which in the set of at risk households discovered the most numerous clusters and types of these households.

## Acknowledgement

This contribution was supported by “Research Infrastructure for Young Scientists”, No. CZ.02.1.01/0.0/0.0/16\_017/0002334.

## References

- Achar, C., So, J., Agrawal, N. Duhachek, A. (2016). What we feel and why we buy: the influence of emotions on consumer decision-making. *Current Opinion in Psychology*, 10, pp. 166-170. DOI: 10.1016/j.copsyc.2016.01.009
- Aisa, R., Larramona, G., Pueyo, F. (2019). Poverty in Europe by gender: The role of education and labour status. *Economic Analysis and Policy*, 63, pp. 24-34. DOI: 10.1016/j.eap.2019.04.009
- Alkire, S., Foster, J. E., Sets, S., Santos, M. E., Roche, J. M., Ballón, P. (2015). *Multidimensional poverty measurement and analysis*. New York, NY: Oxford University Press.
- Álvarez-Gálvez, J., Jaime-Castillo, A. M. (2018). The impact of social expenditure on health inequalities in Europe. *Social Science & Medicine*, 200, pp. 9-18. DOI: 10.1016/j.socscimed.2018.01.006
- Atkinson, A., Marlier, E. (2010). *Income and Living conditions in Europe*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.

- Chakravarty, S. R. (2010). *Inequality, polarization and poverty*. New York: Springer.
- Chaupain-Guillot, S., Guillot, O. (2015), Health system characteristics and unmet care needs in Europe: an analysis based on EU-SILC data. *The European Journal of Health Economics*, 16(7), pp. 781-796. DOI: 10.1007/s10198-014-0629-x
- Corsi, M., Botti, F., D'Ippoliti, C. (2016). The Gendered Nature of Poverty in the EU: Individualized versus Collective Poverty Measures. *Feminist Economics*, 22(4), pp. 82-100.
- European Commission. (2010). Europe 2020: A strategy for smart, sustainable and inclusive growth. COM(2010). No. 2020 final.
- Eurostat. (2019a). EU statistics on income and living conditions (EU-SILC) methodology – concepts and contents. [online] Eurostat. Available at: [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/EU\\_statistics\\_on\\_income\\_and\\_living\\_conditions\\_\(EU-SILC\)\\_methodology\\_%E2%80%93\\_concepts\\_and\\_contents](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)_methodology_%E2%80%93_concepts_and_contents) [Accessed 16 April 2019].
- Eurostat. (2019b). Glossary: Material deprivation. [online]. Eurostat. Available at: [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Material\\_deprivation](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Material_deprivation) [Accessed 17 April 2019].
- Eurostat. (2019c). Glossary: Persons living in households with low work intensity. [online]. Eurostat. Available at: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Persons\\_living\\_in\\_households\\_with\\_low\\_work\\_intensity](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Persons_living_in_households_with_low_work_intensity) [Accessed 17 April 2019].
- IBM. (2019). TwoStep Cluster Analysis. [online]. IBM Knowledge Center. Available at: [https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/en/SSLVMB\\_24.0.0/spss/base/idh\\_twostep\\_main.html](https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/en/SSLVMB_24.0.0/spss/base/idh_twostep_main.html) [Accessed 17 April 2019].
- Gradín, C., Del Río, C., Cantó, O. (2010). Gender wage discrimination and poverty in the EU. *Feminist Economics*, 16(2), pp. 73-109. DOI: 10.1080/13545701003731831
- Halleröd, B., Larsson, D. (2008). Poverty, welfare problems and social exclusion. *International Journal of Social Welfare*, 17(1), pp. 15-25. DOI: 10.1111/j.1468-2397.2007.00503.x
- Haralambie, A. (2017). Socio-Economic Development in the EU: A Multi-Criteria Analysis. *Economic Insights - Trends & Challenges*, 69(1), pp. 61-68.
- Haughton, J. H., Khandker, S. R. (2009). *Handbook on poverty and inequality*. Washington, DC: World Bank, 2009.
- Keeley, B. (2015). *Income Inequality: The Gap between Rich and Poor*. Paris: OECD Publishing.
- Kis, A. B., Gábos, A. (2015). Consistent Poverty across the EU. Discussion paper. 15(22).
- Khan, M. A., Ul Husnain, M. I. (2019), Is health care a luxury or necessity good? Evidence from Asian countries, *International Journal of Health Economics and Management*, 19(2), pp- 213-233. DOI: 10.1007/s10754-018-9253-0
- Kluge, A. F., Goldstein, R. T., Vogt, C. (2019). Transfers in an aging European Union. *The Journal of the Economics of Ageing*, 13, pp. 45-54. DOI: 10.1016/j.jeoa.2018.07.004
- Krell, K., Frick, J. R. (2017). Measuring the Consistency of Cross-sectional and Longitudinal Income Information in EU-SILC. *The Review of Income and Wealth*, 63(1), pp. 30-52. DOI: 10.1111/roiw.12202
- Kujala, P., Kallio, J., Niemelä, M. (2019). Income Inequality, Poverty, and Fear of Crime in Europe. *Cross-Cultural Research*, 52(2), pp. 163-185. DOI: 10.1177/1069397118799048
- Kuypers, S., Marx, I. (2019). The Truly Vulnerable: Integrating Wealth into the Measurement of Poverty and Social Policy Effectiveness. *Social Indicators Research*, 142(1), pp. 131-147. DOI: 10.1007/s11205-018-1911-6
- Lenhart, O. (2019), The effects of income on health: new evidence from the Earned Income Tax Credit, *Review of Economics of the Household*, 17(2), pp. 377-410. DOI: /10.1007/s11150-018-9429-x

- Li, L. (2018). Financial inclusion and poverty: The role of relative income. *China Economic Review*, 52, pp. 165-191. DOI: 10.1016/j.chieco.2018.07.006
- Meloun, M., Militký, J. (2012). *Kompendium statistického zpracování dat*. 3rd ed. Praha: Karolinum.
- Nolan, B., Whelan, C. T. (2010). Using Non-Monetary Deprivation Indicators to Analyze Poverty and Social Exclusion: Lessons from Europe? *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(2), pp. 305-325. DOI: 10.1002/pam.20493
- OECD. (2011). *How's life? Measuring well-being*. Paris: OECD Publishing.
- Perkins, D. H., Radelet, S. Lindauer, D. L., Block, S. A. (2012). *Economics of Development*. New York and London: W. W. Norton.
- Radulescu, V., Cetina, I., Orzan, G. (2012), Key Factors that Influence Behavior of Health Care Consumer, the Basis of Health Care Strategies, *Contemporary Readings in Law*, 4(2), pp. 992-1001.
- Rittakalio, V. M., Bradshaw, J. (2005). *Child Poverty in the EU*. Nordic Research. Council Project.
- Salverda, W., Nolan, B., Smeeding, T. M. (2009). *The Oxford handbook of economic inequality*. New York: Oxford University Press.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., Fittoussi, J. (2009). Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress. [online]. Eurostat. Available at: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/118025/118123/Fitoussi+Commission+report> [Accessed 28 March 2019].
- UNDP. (2018), The 2018 Global Multidimensional Poverty Index (MPI). [online]. UNDP. Available at: <http://hdr.undp.org/en/content/multidimensional-poverty-index-mpi> [Accessed 15 January 2019].
- Veneri, P., Murtin, F. (2019). Where are the highest living standards? Measuring well-being and inclusiveness in OECD regions. *Regional Studies*, 53(5), pp. 657-666. DOI: 10.1080/00343404.2018.1463091
- Vojtková, M., Šoltes, E. (2018). Work Intensity in Slovakia and its Dependence on Selected Factors. *Journal of Applied Economic Sciences*, 13(1), pp. 101-112.
- Whelan, C. T., Layte, R., Maitre, B. (2003). Persistent income poverty and deprivation in the European Union. *Journal of Social Policy*, 32, pp. 1-18. DOI: 10.1017/S0047279402006864

## Contact Address

### Ing. Irena Antořová

Mendel University in Brno, Faculty of Business and Economics, Department of Marketing and Trade

Zemědělská 1, 613 00, Brno, Czech Republic

Email: [irena.antosova@mendelu.cz](mailto:irena.antosova@mendelu.cz)

Phone number: +420545132331

Received: 07. 08. 2019, reviewed: 29. 11. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019



# ETIKA A INTEGRITA VEŘEJNÉ SPRÁVY ČESKÉ REPUBLIKY

## ETHICS AND INTEGRITY OF THE PUBLIC ADMINISTRATION OF THE CZECH REPUBLIC

**Marie Bohatá**

**Abstract:** *The aim of the article is threefold: to open an academic debate in the area of public ethics and integrity in the Czech Republic, to briefly explain an effective framework inspired by the OECD work on public governance, anti-corruption initiatives and the most recent integrity strategy which underpins the governance of globalisation, and to present main features of the current situation in the Czech public administration from the ethics perspective.*

*Public integrity aligning shared values, principles and ethical norms for upholding the public interest over private interests in the public sector is considered essential to the economic and social well-being of individuals and societies. The current situation in the Czech public administration is illustrated using results of an empirical research conducted within a research project aiming at developing a comprehensive training programme on ethics and integrity for civil servants and officials of self-administration. A survey among the civil servants and employees of self-administration is at the core of this research. Findings are interpreted in the context of the OECD integrity system and represent a basis for the design of tailor-made ethics courses and training tools.*

**Keywords:** *Ethics, Integrity, Public Administration, Ethical Codes,*

**JEL Classification:** *A13, D72, D73, D91, H83*

### Úvod

Cílem tohoto příspěvku je v první řadě otevřít akademickou debatu k tématu, které dosud stálo stranou zájmu české akademické obce, prezentovat doporučení OECD v oblasti etiky a integrity veřejné správy odrážející zkušenosti zemí, jež dlouhodobě usilují o prosazování etiky ve veřejném sektoru a ukázat hlavní rysy současné situace ve veřejné správě ČR, které jsou relevantní z hlediska filozofie systémového přístupu propagovaného OECD. Článek vysvětluje teoretický rámec a jeho hlavní komponenty. Představuje nový koncepční přístup prosazovaný v rámci iniciativ OECD v oblasti moderního vládnutí usilující o překonání dosavadní fragmentace a opírající se o systémové pojetí. Jádrem těchto snah je přijetí konceptu integrity, která zahrnuje vedle dodržování práva i etiku. Integrita se tak stává zastřešujícím, pozitivním konceptem, jehož celospolečenské prosazování má potenciál efektivně eliminovat korupci a posilovat etiku ve výkonu veřejné správy s cílem poskytovat co nejkvalitnější službu občanům.

Současnou situaci v České republice popisuje pomocí výsledků empirického výzkumu provedeného v rámci výzkumného projektu „Etika ve veřejné správě“, jehož cílem je navrhnout vzdělávání a připravit výukové materiály pro úředníky veřejné správy. Výzkum zahrnuje jak složku kvalitativní v podobě polostrukturovaných rozhovorů se stakeholders, tak kvantitativní v podobě dotazníkového šetření mezi subjekty státní správy i územní samosprávy. Závěry odrážejí i dřívější poznatky a vlastní zkušenosti řešitelského týmu v oblasti etiky ve veřejné správě.

## 1 Formulace problematiky

Veřejná správa je stále významnějším faktorem konkurenceschopnosti ekonomiky. V mezinárodních srovnáních ukazatelů kvality a výkonnosti veřejné správy se Česká republika řadí mezi státy EU/OECD v poslední třetině v pořadí. Cíle jejího zlepšení a modernizace vytyčené vládou ČR ve Strategickém rámci 2014-2020 se daří v klíčových úkolech naplňovat jen pomalu a částečně. Jedním ze slabých míst je dlouhodobě nedostatečná pozornost věnovaná etice a jejímu uplatňování. Tuto skutečnost potvrdil mj. i výzkum zaměřený na hodnocení společenské efektivnosti institucí vykonávajících veřejné politiky, jehož výsledky byly předneseny na mezinárodní konferenci Veřejná správa organizované Univerzitou Pardubice v r. 2018 a publikovány ve sborníku (Bohatá a kol. 2018 a,b).

Etiku považujeme za důležitý doplněk práva. Na rozdíl od práva není formálně vynutitelná, protože k tomu neexistují odpovídající mechanismy. Z jiné perspektivy můžeme konstatovat, že etika je klíčovým faktorem utváření organizační kultury a nutnou podmínkou dobrého vládnutí (Demmke, Moilanen, 2012). O zásadní úloze etiky ve veřejné správě svědčí skutečnost, že je považována za jeden z pilířů systému vládnutí (OECD, 1998). Další pilíře představují lidské zdroje, teorie organizace, veřejné politiky, finanční řízení, informační systémy a inovace. Odborná debata zabývající se zmíněnými pilíři a specifikující principy dobrého vládnutí, jejímž významným stimulem byly standardy vyhlášené tzv. Nolanovou komisí v r. 1995 (Nolan, 1995), probíhá po celém světě. V poslední době lze zaznamenat širokou shodu, již nejnověji formuluje Rada Evropy (Council of Europe, 2018), že ústřední roli mezi principy dobrého vládnutí hrají skládání účtů, transparentnost, reakce na potřeby občanů a vyvažování protichůdných zájmů, vláda práva, inkluze a spravedlivé zacházení (rovné příležitosti), efektivnost a efektivita a zapojení občanů. Je zcela zřejmé, že řada principů má významný etický obsah. Moderní legislativa v kontinentální Evropě, především v Německu (Seibel, 2016, Weibezahn, 2012) či etické kodexy veřejné správy tento obsah specifikují (Cupalová, 2012, Palidaukate, 2003, Rothstein, Sorak, 2017). V České republice tato specifikace spojená s nastavením standardů nebyla dosud na pořadu dne, což se projevuje v relativně nižší úrovni etického jednání ve srovnání s vyspělými zeměmi (měřeno pomocí indexu vnímání korupce, indexu kontroly korupce, souborů indikátorů vládnutí, veřejných institucí a řady dalších včetně průzkumů veřejného mínění).

Na rozdíl od dnes již poměrně široké literatury zabývající se hospodářskou či podnikatelskou etikou odborná literatura věnovaná etice ve veřejné správě je dosti skromná a většinou se jedná o prakticky zaměřené publikace. Výjimku představují práce zabývající se problematikou korupce. V české odborné literatuře lze nalézt jen určité zmínky o etice ve veřejné správě a domácí prameny k této tématice dosud neexistují.

Zabýváme-li se etikou, je třeba mít na zřeteli, že přístup k etice je vzhledem k odlišné povaze ekonomicko-společenských systémů, legislativnímu rámci, kultuře a tradicím v různých zemích různý. Teoretické poznatky i praktické zkušenosti vedou ke konstatování, že zatímco v zemích, jako jsou např. USA, Kanada, Austrálie a Spojené království je přístup k etice více explicitní (Webley, Johnson, 2016), v kontinentální Evropě je spíše implicitní. V článku jsou proto využity především dokumenty OECD, které se snaží ve svých doporučeních hledat společné jmenovatele a překonávat tak zmíněné systémové i kulturní odlišnosti. Tento přístup podporuje i pozorování, že zejména v rámci globalizace a šíření dobrých praktik se v kontinentální Evropě v poslední době explicitnost ve vztahu k etice zvyšuje. Do iniciativ OECD je zapojena

i Evropská komise, která tímto prostřednictvím propaguje doporučení, jež mohou vést ke sblížení administrativy členských států a vytváření homogennějšího evropského administrativního prostoru.

## **1.1 Zkušenosti a doporučení OECD**

### **1.1.1 Fragmentované iniciativy**

Problematikou etiky ve veřejné správě se OECD začala systematicky zabývat v druhé polovině 90. let minulého století. Středem zájmu byl tehdy především boj proti korupci. Antikorupční úmluva podepsaná v prosinci roku 1997 vstoupila v platnost v únoru 1998 a postupně ji přijaly všechny členské země OECD a 8 nečlenských zemí. Na Úmluvu později navázala další opatření k potlačování korupce včetně zákazu odečitatelnosti úplatků zahraničním úředníkům veřejné správy z daní poskytovatele (OECD, 2011).

V 90. letech minulého století byla věnována značná pozornost také tvorbě etických kodexů pro veřejnou správu a jejich implementaci (OECD, 1998). Součástí přípravy kodexů byla i analýza hodnot považovaných za stěžejní pro práci ve veřejné správě. Tehdy provedený mezinárodní průzkum ukázal následující nejdůležitější hodnoty: nestrannost (24 zemí), zákonnost (22 zemí), integrita (18 zemí), transparentnost a skládání účtů (14 zemí), efektivita (14 zemí), rovnost (11 zemí), odpovědnost (11 zemí) a spravedlnost (10 zemí). Pokud jde o principy, jež by měly platit ve veřejné správě, doporučení OECD obsahovala obecné principy dobrého vládnutí (governance), jako jsou tvorba politik a koordinace, řízení lidských zdrojů, skládání účtů (accountability), řízení veřejných financí, kvalita veřejné služby. Principy byly doplněny podrobnými indikátory, které představovaly příklady dobré praxe. Kromě obecných standardů doporučení uváděla ještě požadavek vypracovat dodatečné směrnice pro specifické oblasti/citlivé činnosti, jako jsou např. daně, cla či vynucování zákona.

Postupem času se ukazovalo, že účinnost dosud vyvinutých a doporučených nástrojů není dostatečná, a proto se začal měnit koncepční přístup. Zásadní změnou byl posun od dílčích řešení k přístupu systematickému a přesun důrazu z přijímání a vynucování pravidel na prevenci a předvídání možných problémů. Výsledkem těchto snah bylo přijetí konceptu integrity, která zahrnuje vedle dodržování formálních pravidel (compliance) i právně nevynutitelnou etiku. Integrita se tak stává zastřešujícím, pozitivním konceptem, jehož celospolečenské prosazování má potenciál efektivně eliminovat korupci. Integrita je chápána jako podmínka důvěryhodnosti vlády.

### **1.1.2 Systémový přístup**

Integrita je v dokumentech OECD definována jako aplikace hodnot, principů a norem v denním fungování organizace (OECD, 2017b). Vytváření kultury integrity vyžaduje koherentní úsilí definovat a aktualizovat standardy, poskytovat vedení a monitorovat a vynucovat uplatňování těchto standardů v praxi. Zároveň je nutné anticipovat rizika a přijímat potřebná opatření. K operacionalizaci konceptu integrity a jeho důslednému prosazování napomáhá propracovaný rámec, který představuje systémový a komplexní přístup založený na dlouhodobém výzkumu a analýzách dat (OECD, 2008a). Tento rámec zahrnuje nástroje, procesy a struktury/aktéry.

Nástroje plní čtyři hlavní funkce, jimiž jsou:

- definování integrity (např. pomocí analýzy rizik, kodexů, řešení střetu zájmů),
- vedení (zahrnuje např. trénink, poradenství),
- monitorování (zaměřuje se např. na stížnosti, lobbying, whistleblowing),

- vynucování (např. prošetřování, sankce).

Uvedené nástroje jsou dotvářeny a uplatňovány jednak prostřednictvím procesů, jako jsou plánování, implementace, evaluace a modifikace, jednak prostřednictvím struktur, které podporují řízení integrity v dané organizaci (stanovení odpovědnosti a koordinace).

Jednotlivé prvky rámce pro integritu jsou vzájemně závislé a rámec jako celek závisí na kontextu, v němž je uplatňován (OECD, 2008b). Je třeba rozlišovat vnitřní kontext definovaný klimatem a kulturou uvnitř organizací veřejné správy a vnější kontext, který je dán prostředím celého veřejného sektoru a uplatňovaným způsobem vládnutí. Je zřejmé, že v této souvislosti hraje velkou roli nejen právní systém země, institucionální rámec veřejné správy včetně zákona o státní službě, ale i tradice. Poznamenejme, že v rámci EU neexistuje společná právní úprava, jen pomocí koordinace je vytvářen tzv. evropský správní prostor.

Dlouhodobé úsilí OECD vyústilo nejnověji ve vypracování strategického přístupu k boji proti korupci a propagování integrity, který zahrnuje tři hlavní komponenty:

- systém redukující příležitosti pro korupční či jiné nekalé jednání (OECD, 2017c),
- kulturu odsuzující korupci jako společensky nepřijatelnou (OECD, 2016a, 2016c, 2017a),
- skládání účtů, tj. vedení lidí k zodpovědnosti za jejich jednání (OECD, 2016b).

Tato strategie OECD k veřejné integritě povyšuje dosavadní vizi etické veřejné správy na integritu celé společnosti, nejen veřejného sektoru (OECD, 2017b), přičemž zcela nové důrazy jsou kladeny na behaviorální aspekty (OECD, 2018b).

Z institucionálního hlediska lze konstatovat, že základem systému je závazek na nejvyšší politické a manažerské úrovni posilovat veřejnou integritu a redukovat korupci především tím, že integrita je součástí vládnutí, je vytvořen odpovídající institucionální rámec, jsou nastavena očekávání, že nejvyšší politické a manažerské úrovně půjdou při plnění svých povinností osobním příkladem. Nezbytnou součástí je stanovení jasné odpovědnosti a prosazování účinné vertikální a horizontální koordinace, jakož i stanovení strategických cílů a priorit a sledování jejich plnění prostřednictvím benchmarkingu a vhodných indikátorů. V neposlední řadě systém musí zajišťovat, že standardy integrity jsou součástí právního řádu, organizačních politik (např. etických kodexů) a slouží jako základ pro disciplinární, administrativní či trestní řízení a pro stanovení sankcí, že tyto standardy a hodnoty jsou náležitě komunikovány uvnitř veřejného sektoru i navenek a partneři nabádáni, aby je respektovali. Systém musí mít nastaveny jasné a vhodné procedury, které umožňují řídit existující nebo potenciální střety zájmů, a odrazují od porušování stanovených standardů (OECD, 2018a).

Dle poznatků z konference 2018 OECD Anti-Corruption Forum, zásadní důležitost má akceptování názoru, že kultura veřejné integrity by měla prostupovat nejen veřejným sektorem, ale i sektorem soukromým a neziskovým. Povědomí o celospolečenské důležitosti integrity je dle citovaných doporučení OECD žádoucí zvyšovat prostřednictvím dialogu se stakeholders. Nezbytný je etický leadership a podpora manažerů k jeho rozvíjení a šíření. Zásadní důležitost má řízení lidských zdrojů prosazující profesionalitu a zásluhovost, jakož i poskytování potřebného tréninku a poradenství. Úsilí musí směřovat k vytváření kultury otevřenosti, která umožňuje diskusi etických dilemat, problémů i pochybení s cílem hledat a nalézat vhodná řešení.

Skládání účtů (accountability) jako součást otevřeného vládnutí omezuje příležitosti pro prosazování individuálních či skupinových zájmů na úkor zájmu veřejného. Základem skládání účtů by měl být koherentní systém vnitřních kontrol a řízení rizik, který je uplatňován pomocí jasně definovaných procedur a je pojímán jako součást strategického řízení. Standardy integrity musí být aplikovány objektivně, férově a ve vzájemné kooperaci mezi jednotlivými útvary. Významnou funkci plní i externí kontrola vykonávaná prostřednictvím regulátorů i nejrůznějších „watchdog“ organizací.

Z věcného hlediska se doporučovaný rámec (OECD, 2017b) soustřeďuje na tři hlavní oblasti:

- důsledné uplatňování veřejného zájmu (který musí být nejprve jasně definován a deklarován),
- veřejné zakázky,
- velké infrastrukturní projekty, které by měly demonstrovat, že projekty jsou transparentní, bezkorupční a produktivní (OECD, 2016d).

Je třeba zdůraznit, že dosavadní snahy v oblasti integrity a protikorupčního boje vycházely z modelu racionálního rozhodování, což vedlo k zavádění systému kontrol, sankcí a omezování diskrečního prostoru při rozhodování s cílem zmenšovat prostor pro nežádoucí jednání. Opomíjena zůstávala skutečnost, že jádrem integrity je etická volba založená na morální reflexi jednotlivců a že integrita je ovlivňována působením společnosti a nejrůznějších skupin, v nichž se jednotlivec pohybuje, tedy sociální dynamikou. Z této perspektivy lze proto konstatovat, že nebyly adekvátně využívány poznatky behaviorálních věd<sup>1</sup>. Právě tyto poznatky pomáhají osvětlit utváření organizační kultury a mohou hrát významnou roli při prosazování konceptu integrity jednotlivce i organizace a mají zásadní důležitost pro ovlivňování chování a jednání jednotlivců (OECD, 2018b).

Behaviorální vědy vysvětlují, že etické volby se uskutečňují v sociálních interakcích a politiky integrity mohou být značně posíleny, je-li bráno v úvahu prostředí, v němž jednotlivci operují. Např. vina se zdá být menší, pokud je sdílena více jednotlivci, protože každý z nich se cítí méně zodpovědný. Pokud integrita není normou a není zároveň institucionálně vyžadována včetně sankcionování jejího porušování, nelze očekávat, že členové organizace budou jednat v intencích integrity.

Efektivnější politika integrity proto vyžaduje kultivaci prostředí, v němž se nastavené parametry a normy jednání skutečně vyžadují a jejich nerespektování není tolerováno. Sociální dynamika se tak stává důležitým faktorem ovlivňujícím etickou volbu jednotlivce, protože mu poskytuje referenční bod, od něž může odvodit své rozhodnutí nebo s nímž je může poměřit.

## 1.2 Situace v České republice

První snahou na vládní úrovni zvýšit transparentnost veřejné správy České republiky a stanovit pravidla při výkonu veřejné správy bylo přijetí usnesení vlády č. 270/2001 o Etickém kodexu zaměstnanců ve veřejné správě. Vedoucím okresních úřadů byla tímto usnesením stanovena povinnost představit obsah usnesení starostům obcí. Hejtmanům bylo doporučeno, aby jim podřízené zaměstnance s kodexem seznámili, případně sami

---

<sup>1</sup> Pro úplnost je třeba uvést, že by bylo možno věnovat pozornost i dalším perspektivám, např. filozofické či psychoanalytické, ale tím bychom překročili prezentovaný rámec OECD, který je již v současné podobě velmi ambiciózní.

přijali vlastní kodex. Smyslem kodexu bylo jednak zdůraznit potřebné standardy, jednak zvýšit důvěru veřejnosti ve veřejnou správu. Implementace kodexu však nebyla nijak monitorována a nebyl vypracován žádný mechanismus vymáhání kodexu v praxi. Není proto překvapivé, že účinek této snahy se nijak výrazněji neprojevil.

V květnu 2012 vláda schválila nový kodex, který se měl stát prototypem pro etické kodexy jednotlivých organizací veřejné správy. Představoval sadu doporučení, která měla formou interního předpisu rozšiřovat a specifikovat povinnosti úředníků stanovené v běžných právních předpisech (nikoliv stanovit povinnosti nové). Doporučení pokrývala tyto oblasti: zákonnost, rozhodování, profesionalitu, nestrannost, rychlost a efektivitu, střet zájmů, korupci, nakládání se svěřenými prostředky, mlčenlivost, informování veřejnosti, veřejnou činnost, reprezentaci, uplatnitelnost a vymahatelnost. Nebyla sice provedena žádná analýza dopadu této iniciativy, ale formální přístup uplatněný i v tomto případě nevedl k žádné viditelné pozitivní změně.

V souvislosti s přijetím zákona č. 234/2014 Sb. o státní službě byl vydán Služební předpis č. 13/2015 náměstka pro státní službu ministra vnitra, kterým se stanoví pravidla etiky státních zaměstnanců. Tento silně legalistický dokument (vypracovaný pod časovým tlakem v kontextu implementace zákona o státní službě) má obdobnou strukturu jako kodex z roku 2012, ale není dostatečně vyvážený, není adresný pro jednotlivé hierarchické stupně a zásadní etické otázky v podstatě neřeší. V současné době se proto pracuje na jeho zásadní revizi.

## 2 Metody

Empirické poznatky v oblasti etiky ve veřejné správě jsou dosud velmi sporadické, a to nejen v ČR<sup>2</sup>. Článek se opírá o vlastní empirický výzkum, který pokrýval následující problémové okruhy:

- regulatorní rámec,
- identifikace hlavních etických problémů,
- etické řízení,
- organizační kultura a etické prostředí.

Jeho kvalitativní část realizovaná formou polostrukturovaných rozhovorů s vedoucími představiteli veřejné správy představuje první orientační sondu do organizační kultury. Workshop s úředníky státní správy i místní samosprávy byl využit především pro přípravu dotazníku a ověření srozumitelnosti otázek. Kvantitativní výzkum byl proveden pomocí dotazníkového šetření formou anonymního internetového dotazování (CAWI) v organizacích veřejné správy<sup>3</sup>. Záměrným výběrem na základě dobrovolnosti bylo realizováno 737 rozhovorů. Mezi respondenty převažovali úředníci státní správy (85 %). Řadoví úředníci tvořili 70 % celku, zatímco střední úroveň managementu představovala 24 % respondentů a vyšší úroveň managementu zbývajících 6 %. Cílem dotazníkového šetření bylo zejména zmapovat situaci na poli etiky, identifikovat hlavní

---

<sup>2</sup> Pokud je autorce známo, empirický výzkum zaměřený na etiku ve státní správě byl prováděn ve Finsku, nejnověji v roce 2017 (State of Civil Service Ethics in Finland – a Survey of the Ethical Values and Principles of Central Government Employees). Velmi rozsáhlý průzkum byl v současnosti proveden na Slovensku, kde se otázkám etiky věnuje Rada pro státní službu. Tento orgán vznikl v roce 2018 a jedním z jeho úkolů je vypracování etického kodexu pro úředníky. Vzájemná porovnatelnost výsledků je však vzhledem k odlišným přístupům minimální.

<sup>3</sup> Šetření bylo realizováno ve spolupráci s agenturou STEM/MARK.

etické problémy a zjistit, čím se úředníci řídí při jejich řešení. Bylo koncipováno tak, aby poskytlo inspiraci a relevantní informace pro návrh adekvátního vzdělávacího programu. Využití jeho výsledků je však širší včetně probíhající revize současného etického kodexu pro státní službu. Získané informace budou dále analyzovány a závěry prezentovány jak akademické obci, tak i vedoucím představitelům veřejné správy, s nimiž řešitelský kolektiv projektu spolupracuje.

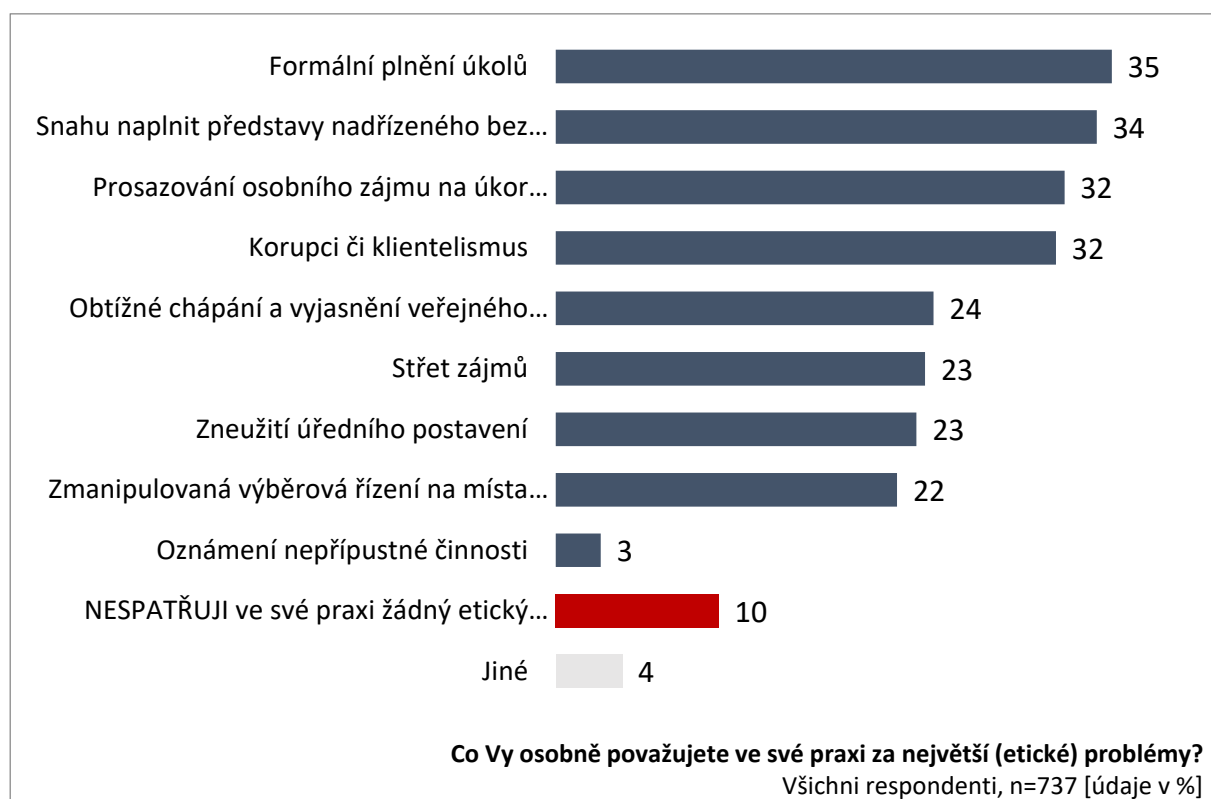
### 3 Rozbor problému

V tomto článku se soustředíme na ty poznatky z průzkumu, které jsou zajímavé především z hlediska výše prezentovaného rámce integrity. Získáme tak alespoň určitou představu, jak náročné bude povznést úroveň etiky a integrity veřejné správy v ČR na úroveň vyspělých zemí, a kde lze spatřovat největší potenciál.

Etika je ve veřejné správě vnímána nejčastěji jako doplněk práva (52 % respondentů), dále jako dodržování litery i ducha zákona (41 % respondentů), v malé míře je ztotožňována s dodržováním litery zákona (4 %) a zbývající 3 % respondentů nemají názor/nezajímají se.

Ve vnímání etických problémů (Obr. 1) se objevuje problém stanovení veřejného zájmu, což patrně souvisí i se skutečností, že veřejný zájem není nijak legislativně definován<sup>4</sup>. Obtížné chápání a vyjasnění veřejného zájmu akcentují zejména muži, zatímco ženy vidí problémy především ve zneužívání úředního postavení a ve zmanipulovaných výběrových řízeních.

**Obr. 1: Vnímání etických problémů**



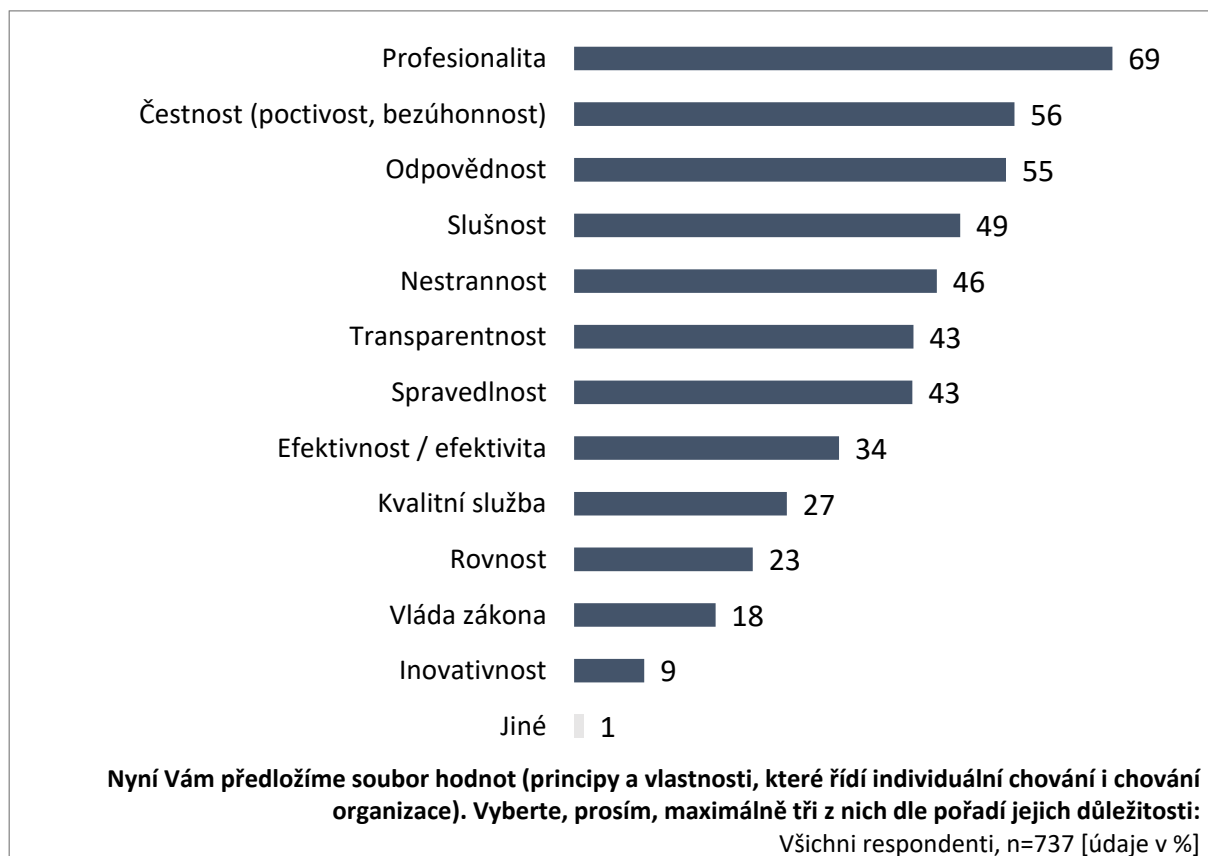
Zdroj: Průzkum provedený v rámci projektu TL1000260

<sup>4</sup> Zásadní otázkou je, jak návodná by mohla být zákonná úprava ve společnosti, která je komplexní a pluralistická, s obrovským množstvím skupin s konkurujícími si cíli a zájmy.



Jak je patrné z Obr. 2, za nedůležitější hodnoty jsou považovány profesionalita, čestnost a odpovědnost. Pokud jde o porovnání názorů služebně mladších a starších respondentů, lze konstatovat, že mladší staví výše rovnost a spravedlnost, zatímco starší dávají přednost profesionalitě. Poněkud zarážející je umístění inovativnosti až na posledním místě. Pro zajímavost lze uvést porovnání s finskou veřejnou správou (viz výše), kde mezi 14 zkoumanými hodnotami dominuje také profesionalita, za níž následuje nestrannost a vláda zákona spolu s odpovědností. Inovativnost je v pořadí desátá.

**Obr. 2: Důležitost hodnot**



Zdroj: Průzkum provedený v rámci projektu TL1000260

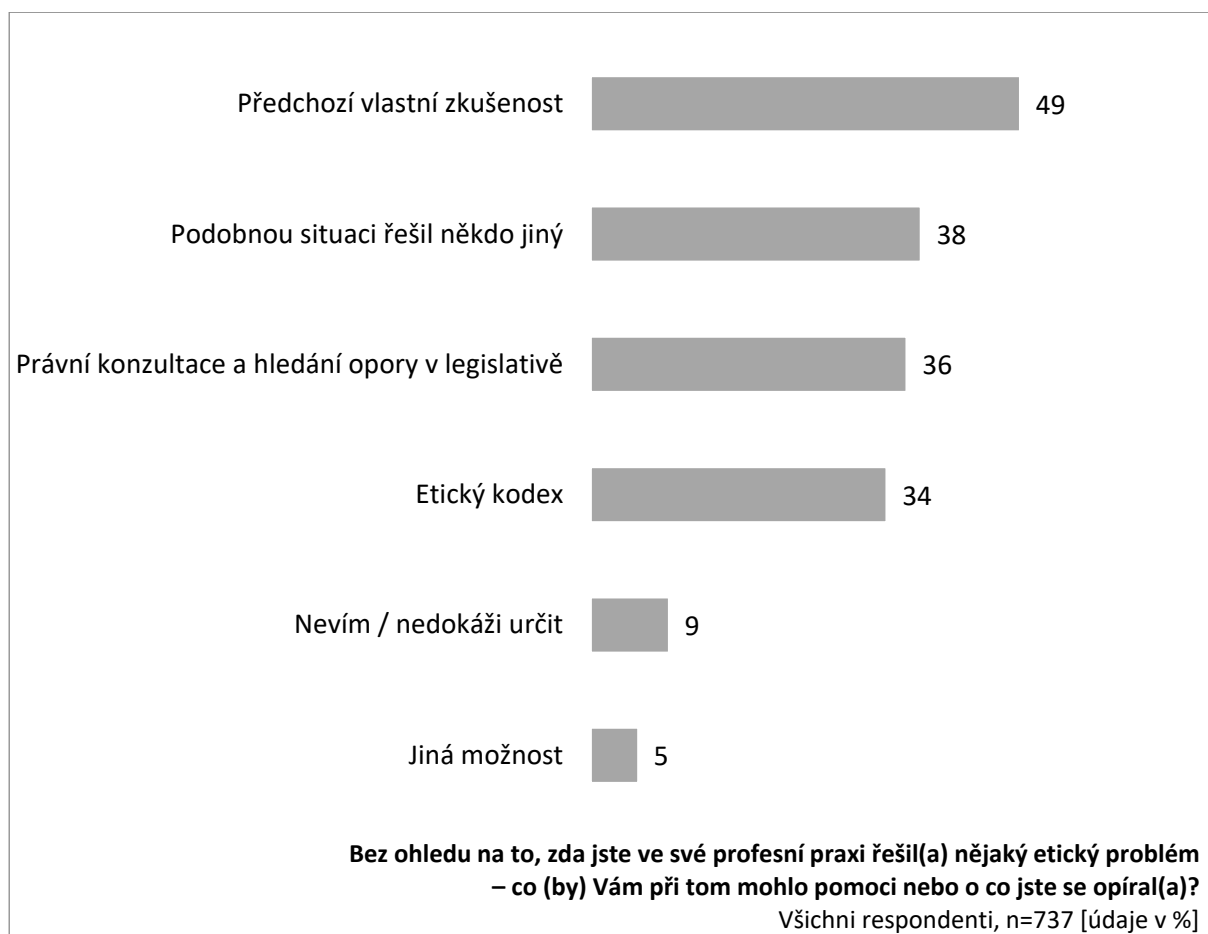
Debaty k tématu hodnot nejsou časté (pouze 9 % respondentů odpovědělo, že probíhají), ale zájem o ně je značný (73 %).

Provedený průzkum ukázal, že většina organizací má etický kodex (83 %), jeho dodržování však není samozřejmostí. Až na řídké výjimky nebyli při vypracování kodexů konzultováni stakeholders, kodexy nejsou dostatečně komunikovány, jejich implementace není ani řízena ani monitorována ani vyhodnocována (pouze 11 % respondentů se domnívá, že uplatňování kodexu je monitorováno, 28 % se domnívá, že nikoliv a ostatní nevědí). Kodex je přitom často jediným používaným nástrojem etického řízení. Podstatná část respondentů neuvedla žádný další nástroj, 29 % respondentů zmínilo výcvik či vzdělávání, 26% mechanismus vnitřního oznamování (v samosprávě pouze 8 %) a pouhých 5 % respondentů uvedlo etický leadership a 1% etický audit.

Jak ukazuje Obr. 3, z odpovědí na otázku, co pomáhá s řešením etických problémů, však vyplývá, že role etického kodexu (zdůrazněme v jeho současné podobě) není příliš významná.



**Obr. 3: Inspirace při řešení etických problémů**



*Zdroj: Průzkum provedený v rámci projektu TL1000260*

Další výsledky důležité z hlediska prezentovaného rámce integrity se týkají významu osobních postojů a nastaveného prostředí při rozhodování. Ukázalo se, že těsně nadpoloviční většina respondentů se řídí rozhodně (10 %) nebo spíše (41 %) osobními postoji.

Průzkum potvrdil, že klíčový význam pro utváření etické kultury má příklad vedoucího. Je o tom přesvědčeno 98 % respondentů. Příklad vedoucího je významný i pro implementaci etického kodexu (45 %). Jeho uplatňování by však nejvíce napomohly otevřené debaty o etických problémech (48 %). Významnou úlohu může hrát trénink (40 %), zatímco formální vynucování kodexu ze strany vedení považují respondenti za málo účinné (9 %).

#### **4 Diskuse**

Výsledky průzkumu prokázaly, že mezi úředníky ústřední státní správy a samosprávy neexistují významnější rozdíly v chápání etiky a přístupu k etickým otázkám. Určité rozdíly lze nalézt u existence etického kodexu (povědomí o jeho existenci), což je dáno skutečností, že kodex v ústřední správě má formu služebního předpisu náměstka ministra vnitra pro státní službu, zatímco v samosprávě jde o doporučení. Vzhledem k odlišnému institucionálnímu rámci a poměrně slabé koordinaci řízení obou složek veřejné správy (ústřední státní správa a samospráva) není také překvapující, že v rámci samosprávy hrají při rozhodování významnější úlohu osobní postoje než nastavené vnitřní prostředí (organizační kultura). S tím souvisí i skutečnost, že osobní příklad vedoucího při implementaci etického kodexu je v samosprávě

hodnocen výše (51 %) než ve státní správě (44 %), i když i tam je značný. Ještě důležitější než osobní příklad vedoucího je otevřená debata o etických problémech (51 % v samosprávě a 48 % ve státní správě). Názor, že nedostatek etiky je zdrojem problémů, je více rozšířen mezi zaměstnanci samosprávy než mezi úředníky státní správy (v samosprávě uvedlo odpověď rozhodně ano 37 %, spíše ano 43 % respondentů oproti 24 % resp. 43 % respondentů ve státní správě).

Osobní setkání s korupcí je v samosprávě nižší (6 % oproti 13 % ve státní správě), pokud jde o zkušenost kolegů s korupcí, situace je překvapivě odlišná (29 % resp. 20 %). S korupcí se nesečkala valná většina všech respondentů (pouze 9 % respondentů se ke korupci nevyjádřilo).

V případě, že v organizaci proběhly nějaké debaty k hodnotám veřejné správy, účast respondentů ze samosprávy byla 100 % (ve státní správě představovala 83 %), ale současně zájem o debaty k etickým otázkám projevílo 68 % respondentů (oproti 74 % ve státní správě).

Jak bylo možno intuitivně očekávat, účast zástupců samosprávy v kurzech etiky ve veřejné správě je nižší ve srovnání se státní správou (25 % oproti 40 %). Zájem o ně je v podstatě stejný a dosahuje 70 % v obou zkoumaných segmentech veřejné správy.

Lze tedy konstatovat, že průzkum odhalil vysokou potřebu diskutovat o etických otázkách. Bylo by proto žádoucí k tomuto účelu vytvořit vhodnou platformu/prostředí a diskusi stimulovat. Značná je i poptávka po vzdělávání v oblasti etiky. Aktuálnost projektu věnovaného přípravě vzdělávacího programu pro úředníky veřejné správy se průzkumem potvrdila.

## **Závěr**

Etika jako významná komponenta výkonnosti a důvěryhodnosti veřejné správy stále není v České republice docenována. Smyslem tohoto příspěvku je proto upozornit na důležitost posílení etiky a integrity tak, aby se staly katalyzátory dobré vlády a inkluzivního růstu založeného na reciproční důvěře mezi úředníky a občany.

Dosavadní přístup vlád České republiky k etice se omezuje pouze na etické kodexy, které lze charakterizovat jako značně formální, převážně legalistické, a v podstatě represivní nástroje. Etický kodex může hrát důležitou roli v prosazování etiky ve veřejné správě, ale sám o sobě není dostatečným nástrojem etického řízení. Je nutno zdůraznit, že může být efektivní, pokud je součástí celé infrastruktury, již tvoří procesy a je podporující struktury. Mezi procesy musí mít ústřední místo vnitřní i vnější komunikace, monitorování, hodnocení a aktualizace.

Nezbytnou podmínkou efektivní implementace kodexu je určení odpovědného pracovníka/útvaru a vytvoření fungujícího systému vnitřní komunikace.

V České republice jsou opomíjeny další nástroje etického řízení, které jsou zaměřeny na stanovení hodnot a upevňování etické infrastruktury a kultury organizace včetně etického leadershipu a etického vzdělávání, tj. celý koncept integrity. Doporučení OECD tak stále zůstávají velkou výzvou. Jejich uplatňování by napomohlo nejen zkvalitnění a zvýšení výkonu české veřejné správy, ale i zvýšení její efektivity v rámci evropského administrativního prostoru.

Zkušenosti z veřejné správy vyspělých zemí i ze soukromého sektoru ukazují, že pro utváření kultury integrity je zásadní postoj vedení a osobní příklad vedoucích

pracovníků. Kultivace etického jednání je možná cestou otevřené diskuse a vzdělávání zaměstnanců. Průzkum, jehož některé výsledky jsou prezentovány v tomto článku, ukázal, že diskuse a výměna zkušeností jsou žádány napříč celou veřejnou správou České republiky.

## Poděkování

Tento článek byl zpracován s podporou výzkumného projektu: TAČR TL1000260 Etika ve veřejné správě, na jehož řešení se dále podílejí doc. RNDr. Anna Putnová, Ph.D., MBA, doc. PhDr. Martina Rašticová, Ph.D., PhDr. Mgr. Pavel Seknička, Ph.D., Ing. Monika Bédiová, Ph.D. a Ing. Mgr. Andrea Cebáková.

## Reference

Bohatá, M., Putnová, A., Rašticová, M., Cebáková, A., Bédiová, M. (2018). Social Effectiveness of the Czech Public Administration. In *Proceedings of the 12th International Conference Public Administration 2018*. University of Pardubice, ISBN 978-80-7560-161-2, p.8-17.

Bohatá, M., Putnová, A., Rašticová, M., Cebáková, A., Bédiová, (2018). Social Effectiveness of the Czech Public Administration through the Eyes of the Citizens. In *Proceedings of the 12th International Conference Public Administration 2018*. University of Pardubice, ISBN 978-80-7560-161-2, p.18-27.

Council of Europe (2018). 12 Principles of Good Democratic Governance. [online] Dostupné na [www.coe.int/good-governance/](http://www.coe.int/good-governance/) [cit.2019-01-02].

Cupalová, M., (2012). Etické kodexy ve státní správě ve vybraných zemích EU. Parlamentní institut.

Demmke, C., Moilanen, T. (2012). Effectiveness of Good Governance and Ethics in Central Administration: Evaluating Reform Outcomes in the Context of Financial Crisis. Peter Lang. ISBN: 978-3631632886.

Nolan, M. (1995). First Report of the Committee on Standards in Public Life. Cm.2850-I, London:HMSO.

OECD (1998). Recommendations on Improving Ethical Conduct in the Public Service Including Principles for Managing Ethics in the Public Service. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/oecdprinciplesformanagingethics](http://www.oecd.org/gov/oecdprinciplesformanagingethics) [cit.2018-12-05].

OECD (2008a). Components to Integrity: Data and Benchmarks for Tracking Trends in Government. [online] Dostupné z [www.oecd.org/gov/ethics/integrityframework](http://www.oecd.org/gov/ethics/integrityframework) [cit.2018-12-04].

OECD (2008b). Towards a Sound Integrity Framework: Instruments, Processes, Structures and Conditions for Implementation. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/ethics/integrityframework](http://www.oecd.org/gov/ethics/integrityframework) [cit.2018-12-04].

OECD (2011). Convention on Combating bribery of Foreign Public Officials in International Business Transactions and related documents. [online] Dostupné na [www.oecd.org/corruption/oecdantibriberyconvention](http://www.oecd.org/corruption/oecdantibriberyconvention) [cit.2018-12-04].

OECD (2016a). Financing Democracy. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/ethics/financing-democracy](http://www.oecd.org/gov/ethics/financing-democracy) [cit.2019-02-02].

OECD (2016b). Supreme Audit Institutions and Good Governance. [online] Dostupné na [www.oecd.org/governance/supreme-audit-institutions](http://www.oecd.org/governance/supreme-audit-institutions) [cit.2019-02-01].

OECD (2016c). Committing to Effective Whistleblower protection. [online] Dostupné na [www.oecd.org/corporate/committing-to-effective-whistleblower-protection](http://www.oecd.org/corporate/committing-to-effective-whistleblower-protection) [cit.2019-02-02].

OECD (2016d). Integrity Framework for Public Investment. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/integrity-framework-for-public-investment](http://www.oecd.org/gov/integrity-framework-for-public-investment) [cit.2019-02-02].

OECD (2017a). Global Trade without Corruption. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/global-trade-without-corruption](http://www.oecd.org/gov/global-trade-without-corruption) [cit.2019-01-02].

OECD (2017b). Recommendations on Integrity Framework. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/ethics/recommendations-public-integrity](http://www.oecd.org/gov/ethics/recommendations-public-integrity) [cit.2019-12-02].

OECD (2017c). Preventing Policy Capture. [online] Dostupné na [www.oecd.org/gov/ethics/preventing-policy-capture](http://www.oecd.org/gov/ethics/preventing-policy-capture) [cit.2019-01-02].

OECD (2018a). OECD Strategic Approach to Combating Corruption and Promoting Integrity. [online] Dostupné na [www.oecd.org/corruption/OECD-strategic-approach-combating-corruption-promoting-integrity](http://www.oecd.org/corruption/OECD-strategic-approach-combating-corruption-promoting-integrity) [cit.2019-01-02].

OECD (2018b). Behavioural Insights for Public Integrity: Harnessing the Human Factor to Counter Corruption. OECD Public Governance Reviews, OECD Publishing, Paris. ISBN 978-92-64-29705-0.

Palidaukate, J. (2003). Codes of Conduct for Public Servants in Eastern and Central European Countries : Comparative Perspective, Kaunas University of Technology.

Rothstein,B., Sorak, N. (2017). Ethical Codes for the Public Administration. A Comparative Survey. QoG Working Paper Series. ISSN 1653-8919.

Seibel, W. (2016). Verwaltung verstehen: eine theoriegeschichtliche Einführung. Suhrkamp, Berlin. ISBN 978-3518298008.

Webley, S., Johnson, D. (2016). *Codes of Business Ethics: a guide to developing and implementing an effective code*. Institute of Business Ethics, London. ISBN 978-1-908534-25-5.

Weibezahn, M. (2012). *Ethische Standarden in der Verwaltung: ein Beitrag zu Funktion und Legitimation des Amtes in der Bundesrepublik Deutschland unter Einbeziehung der angelsächsischen Perspektive*. Berlin: Dunker und Humbbolt, ISBN 978-3428137947.

## **Kontaktní adresa**

**doc. Ing. Marie Bohatá, CSc.**

CERGE-NHÚ

Politických vězňů 7, 110 00 Praha 1, Česká republika

E-mail: [marie.bohata@cerge-ei.cz](mailto:marie.bohata@cerge-ei.cz)

Received: 13. 01. 2019, reviewed: 24. 05. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# NEW FUZZY MULTIPLE CRITERIA EVALUATION METHOD AS A SUPPORT FOR INVESTMENT DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTY

Adam Borovička

**Abstract:** *This article is motivated by real investment decision making for which uncertainty is so typical. The uncertainty can be represented by an unstable development of some characteristics of the investment instruments, or vague investor's preferences. Moreover, the investment decision is usually made based on several criteria. To evaluate the investment instruments in a satisfactory manner, or namely to select suitable investment instrument(s), all mentioned aspects should be considered. For this purpose, a complex support tool is proposed in this paper. This fuzzy multiple criteria evaluation method uses triangular fuzzy numbers to express the element of uncertainty. It accepts a linguistically expressed importance of criteria which is very comfortable for a decision maker (investor). Linguistic terms are also transformed to the triangular fuzzy numbers based on the specified fuzzy scale. Using the concept of fuzzy sets (fuzzy numbers) provides a necessary quantification of the elements of uncertainty. The proposed method can select 'the best' alternative (i.e. investment instrument), to make a full ranking as well. All benefits of this fuzzy evaluation approach are illustratively demonstrated on a selected real investment decision making problem on the capital market with open unit trusts that are increasing in popularity within the Czech Republic.*

**Keywords:** *Investment Decision Making, Open Unit Trust, Triangular Fuzzy Number, Uncertainty, Vague Preferences.*

**JEL Classification:** *C44, G11.*

## Introduction

Many people try to evaluate their free funds. One of the options is an investment. Selecting suitable investment instruments is not an easy task. It is usually influenced by several factors. Moreover, some factors can be in an uncertain form. Such a typical element of uncertainty on the capital market is the return of the investment instruments. It is often very unstable in time. Further, the investor's preferences can be also expressed inaccurately. For instance, the importance of the evaluative criteria can be expressed linguistically which is the user-friendly way for a (potential) investor.

The decision making theory provides many multi-criteria evaluation methods that are more or less suitable for a selecting, or evaluating investment instruments. Selecting a suitable method is namely determined by the character of a real decision making problem. This article deals with an increasingly popular investment in open unit trusts. Thus, the main aim is to solve the so-often real-life problem of a selection of suitable open unit trust(s) for an investment. It is demonstrated that principles and techniques of a decision making theory, or a fuzzy set theory, can be applicable for such a situation very well, although it is not used much in a real world. In practice, fundamental or technical analysis is sometimes applied (Murphy, 1999). The selection can be made via some quantitative or graphical indicator. The main disadvantage of these concepts is actually only one-criterion perspective (return, price, etc.). Another approach can be

based on a human intuition which judges the investment instruments from one or also multiple perspectives. On the other side, the investment decision then would be fully not exact. The results of such methods are not complex and representative for so important (investment) decision.

Further, our investment situation is specific in the following matters. At first, the form of data is combined. It means that some data are crisp, while other data are vague. Another important fact is that a potential investor is able to express the criteria importance 'only' linguistically. If the investor is not so educated about this issue, then it is better that any additional information from him or her is not required. Further, 'the best' open unit trust is primarily selected. A full ranking of investment alternatives can be some interesting additional information for the investor. The investor is actually a layperson in this issue. However, the investor is glad when the procedure, based on which results he or she decides, at least basically understands. Therefore, having a method that is applicable and user-friendly is also important. This is a typical investment situation (not only) with open unit trusts. Many (multiple criteria) methods are not able to accept a combination of crisp and vague data. Other group of methods require some additional information (e.g. thresholds,  $\alpha$ -level, etc.) which can be problematic for a decision maker. Some methods, however, are so complicated and hardly applicable. If no existing method does not enable to simultaneously fulfil all mentioned requirements, then a new one (or modification of the current concepts) must be proposed to solve the problem satisfactorily. This is a significant motivation for this article.

As we can see above, the quantitative methods can be more or less unsatisfactory for a particular investment decision making situation. To fulfil all requirements and circumstances of the investment situation, a new supporting decision making method must be proposed. The developed fuzzy multicriteria evaluation method is based on fuzzy preference relations and minimising distance from the ideal alternative principles. The algorithm is partly inspired by ELECTRE methods. It also uses McCahone's approach and Hamming distance which are properly improved for their more comfortable applicability. All vague elements are expressed as triangular fuzzy numbers. Such a method enables a selection of suitable open unit trust(s) under uncertainty for a typical client of the bank Česká spořitelna.

This paper is organised as follows. After the introduction, the motivation to a new method is introduced, in addition to a related review of the literature with current multicriteria evaluation methods. The algorithm of the proposed method is described in detail. Then the proposed method is applied to a real investment decision making situation on the capital market with open unit trusts. Finally, the article is summarised and some ideas for future research are outlined.

## **1 Fuzzy multiple criteria evaluation method**

To comprehend all aspects of the proposed fuzzy method, the basics of fuzzy set theory must be presented. Then the algorithm of the fuzzy multiple criteria evaluation method can be described in detail.

### **1.1 Basics of fuzzy set theory**

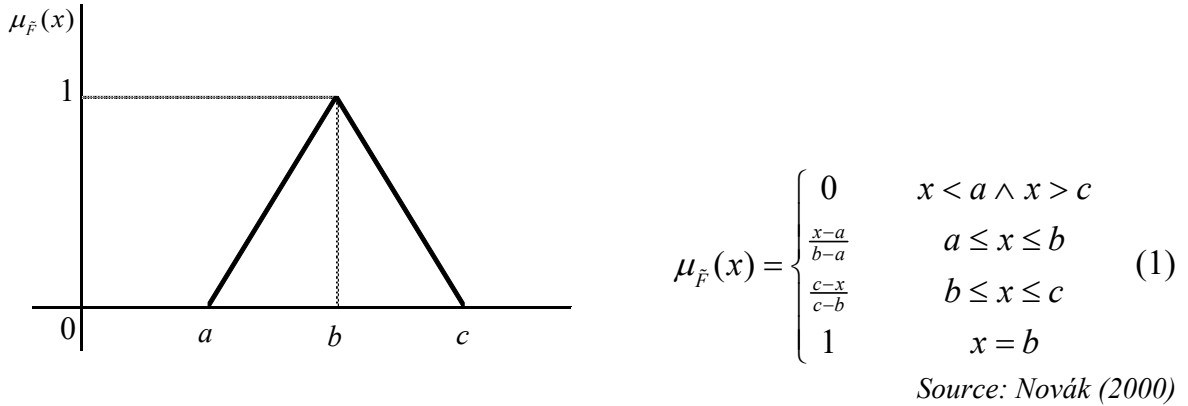
The following definitions can be seen in (Gupta and Bhattacharjee, 2010; Novák, 2000; Zadeh, 1965).

**Definition 1 Fuzzy set** is such a set whose elements are included with a certain grade of membership.

**Definition 2 Membership function** measures the grade of a set membership. It takes the value from interval  $\langle 0,1 \rangle$ . The higher value denotes the higher degree of the set membership.

The triangular membership function of the fuzzy number  $\tilde{F}$  can be illustrated (on the left side) and mathematically formalized (on the right side) as follows

**Fig. 1: Membership function of the triangular fuzzy number**



Parameter  $a$  can be interpreted as the lower bound,  $b$  as the peak point and  $c$  as the upper bound of the fuzzy number. Mostly the position of parameters  $a$  and  $c$  is symmetric around the value of  $b$ . In other words, the membership function usually creates an isosceles triangle. Of course, different cases of the dissimilar sides of the triangle can be defined. The triangular fuzzy number can be formally written as follows  $\tilde{F} = (a, b, c)$ . The membership function is piecewise linear, so the computational operations with this type of fuzzy numbers are known and quite simple. They are able to express or approximate the vague decision maker's preferences or unstable input data very well.

**Definition 3 Triangular fuzzy number** is a convex fuzzy set with a triangular shape of the membership function.

## 1.2 Overview of the current fuzzy multiple criteria evaluation methods

We have many fuzzy multiple criteria evaluation methods potentially usable for a selection of the open unit trusts. Firstly, many methods are fuzzified in order to solve the multicriteria decision making problem under uncertainty. For instance, the Weighted Sum Approach (WSA) was modified to the form with criteria values and weights as fuzzy numbers (Baas and Kwakernaak, 1977; Bector et al., 2002). Similarly, the Analytic Hierarchy Process (AHP), proposed by Saaty (1977; 1978), is also fuzzified where decision making preferences about the relations between alternatives by the particular criterion are expressed as the fuzzy numbers, as well as the criteria weights (Buckley 1985; Laarhoven and Pedrycz, 1983). We know many other modifications of the AHP method, for example (Chen, 1997; Yu, 2002).

The conjunctive and disjunctive method was also fuzzified (Hwang and Yoon, 1981). These approaches were extended by vague, fuzzy criteria values and fuzzy threshold values. For this purpose, the trapezoidal fuzzy numbers are applied. The

comparison of fuzzy evaluations is made via the concept of possibility and necessity (Dubois et al., 1988).

Another well-known multicriteria evaluation method is the Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution (TOPSIS), whose computational principle is based on the minimisation of a distance from the ideal alternative (Hwang and Yoon, 1981). We have many fuzzy modifications of this method in order to solve more real decision-making situations. These versions differ in the type of the used fuzzy number, the crisp or fuzzy weights or the method for fuzzy number comparison. More information about particular modifications can be found in various studies (e.g. Chen and Hwang, 1992; Chu, 2002; Wang and Elhag, 2006). The summary of the method modifications is in the publication of Kahraman (2008).

The large group of multiple criteria evaluation methods comprise approaches based on the preference relation principle (i.e. outranking methods). The pioneer is the ELimination Et Choix Traduisant la REalité (ELECTRE) I developed by (Roy, 1968). During the 1070s, this group of methods expanded, for instance, with either ELECTRE II (Roy and Bertier, 1973) or ELECTRE III (Roy, 1978). Further, the method Multicriterion Analysis of Preferences by means of Pairwise Alternatives and Criterion comparisons (MAPPACC) was also proposed (Matarazzo, 1986). However, step by step, the concept of fuzzy preference relations was discussed. The first mentions are in Roy (1977) and Roy (1980). Other concepts are, for instance, mentioned in (Martel and D'Avignon, 1986; Siskos et al., 1984; Takeda 1982). These concepts consider a different form for a specification of fuzzy relations. The other approaches include vague input data expressed by fuzzy numbers (Gheorghe, 2005; Wang, 2001).

### **1.3 Incentives for designing own evaluation method**

Because we solve a particular real decision making situation, it is sometimes not possible to apply some of the existing methods because it is not able to take into account all typical circumstances for a solved problem. Then, we propose an evaluation algorithm 'bespoke', which fulfils all our conditions and premises. This is absolutely standard (inevitable) procedure, as we can see (e.g.) by Hua et al. (2005) in green manufacturing or Omero et al. (2005) in the field of performance assessment.

Now let us introduce the reasons and ideas for a proposal of a new fuzzy multicriteria evaluation method in greater detail. At first, the capital market is an unstable environment. Then some elements of uncertainty (or proximity) should be included. Concretely, the input data can be vague, as well as the decision maker's preferences. They can be expressed in a linguistic form. To quantify these elements, a concept of fuzzy sets (i.e. fuzzy numbers) can be very well used. Then an interest in the group of fuzzy multicriteria evaluation methods is natural.

Secondly, many fuzzy multiple criteria evaluation methods require all input data in vague (fuzzy) form as Baas and Kwakernaak (1977), Dubois and Prade (1982), Laarhoven and Pedrycz (1983), Ling (2006) and the others to the present. However, some data can be crisp (in the strict, purely quantitative form). In this case, there is no room for any vagueness or a measure of subjectivity. Then it is irrational to transform a strict element into the fuzzy form.



Further, some methods (namely outranking methods) require some additional information from a decision maker. It is usually a value of threshold(s) or  $\alpha$ -level. A determination of these values can be very difficult for a decision maker. In addition, many methods (WSA, TOPSIS, etc.) require a normalisation of the original input data. This process can negatively influence the results because the original values may be distorted. Further, an evaluation principle based on the utility function can be problematic, thanks to a construction of the membership function of the aggregate utility of particular alternatives. This problem namely occurs in the situation when the membership functions of a partial utility of a concrete alternative are not piecewise continuous, differentiable functions. Then it is better to apply another principle.

However, it is necessary to focus on the form of the results. Methods using a minimization distance from an ideal alternative usually provide a full ranking of alternatives. On the other side, the outranking methods can divide the alternative into ‘good’ and ‘bad’ ones, or according to a similar key. However, in our investment case, a selection of the compromise (‘the best’) alternative is mainly needed. The quotation marks are used because it is deceptive to talk about the best alternative in the multiple criteria decision making problem. We usually do not have the alternative with the best value of all evaluative criteria. The full ranking of alternatives is not necessary. Of course, a ranking can be required in special cases. Then a simple additional procedure can be integrated.

Yet, many methods are computationally difficult, see Baas and Kwakernaak (1977), Buckley (1984), or Buckley (1985). We tried to propose a method whose algorithm is computationally quite simple and is at least basically comprehensible for decision makers (i.e. investors). It is not possible to suppose that the algorithm is based on some trivial calculation. Moreover, today’s computer technology can help very much to manage difficulties in a calculation process. For the practical usage of the method, the comprehensibility of the principles of a decision making process is very essential. Then the results are more plausible for a decision maker.

Let us summarise the main aspects that lead to a new fuzzy multiple criteria evaluation method. The method is able to select only one, i.e. ‘the best’ alternative. Some criteria values should be strict, while other criteria values should be vague. The importance of the criteria is expressed linguistically by a decision maker. The algorithm transforms these expressions into a strict quantitative form. Normalisation of the criteria values and a transformation of minimising criteria to a maximising form are not required. The algorithm should not be computationally difficult, and it is user-friendly. This combination of the conditions and requirements is unique (compared to the facts mentioned above), a new method must be proposed. This method is inspired by some principles of the ELECTRE methods. For evaluation, the combination of (fuzzy) preference relation and minimising distance from the ideal alternative principles are integrated. For comparison of the fuzzy numbers, the modified McCahone’s approach is applied. The distance between fuzzy numbers is measured by the Hamming distance (Hamming, 1950), which is modified to eliminate its weakness.

#### **1.4 Algorithm of the proposed method**

A new fuzzy multiple criteria evaluation method will be described in terms of the several following steps.

Step 1: Given the matrix  $\mathbf{Y} = (y_{ij})$ , where  $y_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, k$ ) represents (crisp, vague) valuation of the  $i$ -th alternative by the  $j$ -th criterion (criteria values). The vague evaluation is expressed as a triangular fuzzy number, or a fuzzy number with a triangular membership function as follows

$$\tilde{F}_X = (x_{\min}, \bar{x}, x_{\max}), \quad (2)$$

where  $\bar{x}$  is a mean and  $x_{\min}$ , or  $x_{\max}$ , denotes a minimum, or maximum, of all values of a vague element (criterion)  $X$ .

An importance of the particular criteria is stated linguistically. These linguistic expressions are transformed into the triangular fuzzy numbers in the interval  $\langle 0, 1 \rangle$ . The strict weights are formulated via the optimisation model based on the maximin principle (Borovička, 2014a). Then the vector of crisp weights is marked as  $\mathbf{v} = (v_1, v_2, \dots, v_k)^T$ , where  $v_j$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) is the weight of the  $j$ -th criterion.

Step 2: In the second step, we must find out the definite ranking for all alternatives according to each criterion. For the strict criteria values, it is trivial. It is more difficult in the case of fuzzy numbers. For this procedure, McCahone's approach (McCahone, 1987) is applied with some smaller necessary modifications and improvements, as proposed in (Borovička, 2014b).

Step 3: We specify the set  $I_{irj} = \{r \mid y_{ir} > y_{jr}; i, j = 1, 2, \dots, p; i \neq j\}$  containing the indices of criteria  $r$  according to which the alternative  $i$  is evaluated better than the alternative  $j$ . Then we can formulate (as in ELECTRE III) the matrix  $\mathbf{S} = (s_{ij})$  as follows

$$\begin{aligned} s_{ij} &= \sum_{q \in I_{irj}} v_q & i, j = 1, 2, \dots, p, i \neq j, \\ s_{ij} &= \times & i, j = 1, 2, \dots, p, i = j. \end{aligned} \quad (3)$$

The element of the matrix  $s_{ij}$  may be interpreted as the volume of the preference of the  $i$ -th alternative over the  $j$ -th alternative. For each  $i$ -th alternative, the average preference relation is calculated as follows

$$s_i^{average} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^p s_{ij}}{p-1} \quad i = 1, 2, \dots, p. \quad (4)$$

Finally, the threshold value is computed by the following formula

$$s = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^p s_{ij}}{p(p-1)} = \frac{\sum_{i=1}^p s_i^{average}}{p}. \quad (5)$$

Step 4: First, we choose the alternatives that satisfy the following formula

$$S_i^{average} \geq s. \quad (6)$$

Secondly, the distance from the ideal alternative is computed. In the case of crisp valuation  $y_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, k$ ), the distance from the best value by the  $j$ -th maximizing criterion is as follows

$$d_{ij\_max}^{crisp} = H_{j\_max}^{crisp} - y_{ij\_max}^{crisp}, \quad (7)$$

where  $H_{j\_max}^{crisp} = \max_i(y_{ij\_max}^{crisp})$  is the best valuation according to the  $j$ -th criterion.

The distance from the best value by the  $j$ -th minimising criterion is calculated as

$$d_{ij\_min}^{crisp} = y_{ij\_min}^{crisp} - H_{j\_min}^{crisp}, \quad (8)$$

where  $H_{j\_min}^{crisp} = \min_i(y_{ij\_min}^{crisp})$  is the best valuation according to  $j$ -th criterion.

If the criteria values are the fuzzy numbers, then we use the modified concept of the Hamming distance to find out the distance from the best valuation. The Hamming distance between two fuzzy numbers  $F_i$  and  $F_j$  is defined as (Lai and Hwang, 1994)

$$d(F_i, F_j) = \int_{-\infty}^{+\infty} |\mu_{F_i}(x) - \mu_{F_j}(x)| dx. \quad (9)$$

This concept sometimes ignores a location of the fuzzy numbers on the horizontal axis. To calculate a more representative distance<sup>1</sup> from the best value, we propose to distinguish two parts:  $\mu_{F_i}(x) \geq \mu_{F_j}(x)$  and  $\mu_{F_i}(x) < \mu_{F_j}(x)$ . Let us denote fuzzy number  $F_j$  as the best valuation and  $F_i$  as a particular valuation whose distance from the best one is calculated. Specify

$$X^1 = \{x; \mu_{F_i}(x) \geq \mu_{F_j}(x)\}, \quad X^2 = \{x; \mu_{F_i}(x) < \mu_{F_j}(x)\}. \quad (10)$$

Then, the distance between  $F_i$  and the best valuation  $F_j$  is formulated for the maximising criterion as follows

$$d(F_i, F_j) = \int_{X^2} |\mu_{F_i}(x) - \mu_{F_j}(x)| dx - \int_{X^1} |\mu_{F_i}(x) - \mu_{F_j}(x)| dx. \quad (11)$$

The distance between  $F_i$  and the best valuation  $F_j$  is formulated for the minimizing criterion as follows

$$d(F_i, F_j) = \int_{X^1} |\mu_{F_i}(x) - \mu_{F_j}(x)| dx - \int_{X^2} |\mu_{F_i}(x) - \mu_{F_j}(x)| dx. \quad (12)$$

In the case of the fuzzy valuation, we should mark  $d_{ij}^{fuzzy}$  as the distance of the  $i$ -th alternative from the best valuation by the  $j$ -th criterion that is computed via the previous formula. Finally, the general distance from the ideal alternative for the  $i$ -th chosen alternative is computed as follows

---

<sup>1</sup> It could be called as 'pseudodistance' because this rate is no distance in the true sense. However, it is a better rate for a quantitative comparison of fuzzy numbers.

$$d_i = \sum_{j=1}^k \left[ \frac{d_{ij}^{nonfuzzy}}{\max_i(d_{ij}^{nonfuzzy})} + \frac{d_{ij}^{fuzzy}}{\max_i(d_{ij}^{fuzzy})} \right]. \quad (13)$$

The partial distance by each criterion  $j$  is standardised with the view of their comparability. The alternative with the smallest distance from the ideal alternative is chosen as ‘the best’ (i.e. the compromise alternative). Of course, alternatives can be ranked according to increasing distance from the ideal alternative.

The compromise alternative is non-dominated. It is no doubt that it is not possible to choose the dominated alternative without the non-dominated alternative which dominates it by the preference relations procedure, thus, before the evaluation by distance from the ideal alternative. If some chosen alternative is dominated, it has no chance to be selected in the second phase of a measurement of distance from the ideal alternative computation because the alternative that dominates it must have a shorter distance from the ideal alternative.

## 2 Selection of suitable open unit trust(s) for investment

A potential investor decided to invest his or her free financial resources in an open unit trust offered by Česká spořitelna. Recently, investing in open unit trusts has become more and more popular in the Czech Republic. This bank was selected because of its strong position on the capital market with open unit trusts. The other motivation behind the selection was my long personal experience with its products. The open unit trusts can be divided into three basic groups – mixed, bond and stock. For a rather illustrative instance, a group of bond funds was analysed in this article. Thus, we have five bond open unit trusts – Sporinvest, Sporobond, Trendbond, Korporátní dluhopisový and High Yield dluhopisový.

There is no doubt that the investment decision is influenced by many factors. The investor evaluates the investment alternative according to three main criteria – return, risk and costs. The return of open unit trust is created by earnings from interest-bearing securities and capital profit (loss). Both items are capitalised in a fund price. Then, an open unit trust return is comprehended as a difference in the purchase and the particular selling price (Steigauf, 2003). The return of the shares fund is determinate as a monthly of the time period from 2009 to 2017. Even less liquidity of the open unit trusts, the investment is comprehended as rather longer-time. The historical period is selected to best reflect a longer development of the funds’ prices and returns, respectively. The next evaluative criterion is risk. It can be comprehended as the investor’s apprehension about investment loss (Borison, 1997). In other words, a potential investor is afraid that his or her investment aims will not be fulfilled, and he or she will not achieve expected returns. The risk of open unit trust is standardly stated as a variance, or a standard deviation (Markowitz, 1952) of a fund return rate of monthly returns in the period mentioned above. The cost connected with a shares fund is represented by duties, namely the initial charge and management fee. The initial charge is subtracted from the stake, and the management fee is subtracted from the fund property (Ježek, 2002). As mentioned above, the cost can be divided into two main charges. However, there are a few other fees that are usually unknown to an investor, such as an investment advisor charge, spending on an audit and auditing company, factorial or license costs. All expenses (without an initial charge) connected with the investment in the shares fund are

implicated in a Total Expense Ratio (TER) (Středoevropské centrum pro finance a management, 2018). This indicator shows the volume of all expenses to the total share fund property (Ježek, 2002). For a practical application, TER values (as well as the initial charges) are available for the year 2017. Of course, other characteristics can be included in the analysis, for example, currency, locality, fund credibility, fund management and mood on the capital market. However, these criteria rather determine an initial selection of open unit trusts. Then the multicriteria evaluation is explicitly not influenced by these characteristics. Moreover, it is obvious (also according to my long-term investment experiences) that the three mentioned characteristics are the most essential for a potential investor.

A multi-criteria analysis is supported by the following software. Matlab was used for integral calculations. Other supporting computation operations were made in MS Excel. The optimisation model was solved in the Lingo optimisation software.

The return, as an unstable element, is expressed in the fuzzy form according to (2). Risk and cost are presented by the crisp value. The data about the return, risk and cost are computed in the following table (Tab. 1).

**Tab. 1: Data of bond open unit trusts**

Open unit trust	Return [%]	Risk [%]	Cost [%]
Sporoinvest	(-1.07, 0.11, 1.33)	0.38	1.05
Sporobond	(-3.51, 0.35, 4.61)	1.29	2.05
Trendbond	(-5.92, 0.22, 6.48)	2.02	2.69
Korporátní dluhopisový	(-9.45, 0.43, 10.48)	3.31	2.69
High Yield dluhopisový	(-12.95, 0.38, 13.99)	4.43	2.51

*Source: Investiční centrum České spořitelny (2017) and own calculation*

The preferences about criteria importance are described linguistically by the investor: risk – *very important*, return – *important*, cost – *little important*. According to my investment experiences, this is a typical investment strategy. Return is understandably important. However, most investors in open unit trusts prefer a more stable investment, with a lower possibility of loss. Thus, the risk is slightly more important than the return. This fact also determines a selection just from the group of bond open unit trusts. A lower importance of cost is also caused by insufficient knowledge. Investment consultants do not talk much about the cost aspect of the investment.

According to the transformation procedure proposed by Borovička (2014a), the aforementioned linguistic terms about importance of the evaluating criteria are expressed as triangular fuzzy numbers from a pre-specified 5-stages fuzzy scale. Then their strict form is computed via a model of linear mathematical programming. All necessary data and results are shown in Tab. 2.

**Tab. 2: Criteria importance in a cardinal form - weights**

<b>Criterion</b>	<b>Fuzzy number</b>	<b>Weight</b>
Risk	(0.28, 0.33, 0.38)	0.55
Return	(0.45, 0.55, 0.65)	0.3
Cost	(0.13, 0.16, 0.19)	0.15

*Source: own calculation*

Sporinvest was the best in risk and cost criteria. According to the modified McCahone's approach, Sporobond is the best in return. To choose 'the best' alternative, the proposed fuzzy method is employed. The grade (volume) of preference (3) is calculated for each couple of alternatives. Before measuring distance from the ideal alternative, two funds were chosen according to the rule (6) based on (4) and (5) – Sporinvest and Sporobond. Sporinvest had the shortest distance (13) from the ideal alternative (equal to 1 vs. 2 for Sporobond), so it is the compromise alternative. Anyway, it was quite expectable, because it dominates in the most (and least) important criterion. If such weight was on the return, then the 'winner' would be Sporobond.

## **2.1 Discussion of the results and the application benefits**

This methodical approach can be applied in each group of open unit trusts and then the final investment portfolio can be created by appropriate methods that are based on the mathematical programming (Borovička, 2012). In this way, the investor can focus on a larger number of funds or divide the funds between 'bad' and 'good'. Potential investors can be well versed in the large group(s) of open unit trusts. This is supporting information for the following process of a portfolio making which potentially becomes easier.

This real decision making situation illustratively shows several application benefits of the proposed fuzzy approach. The first benefit is a possibility of quantitative expression of the vague element (as fuzzy number (2)) or preferences that are typical for a decision making on the capital market. It turns out that a possibility of a unique combination of crisp and fuzzy data is crucial for an investment decision making. The second benefit is a user-friendliness of the proposed procedure, which does not require any additional information from a decision maker (e.g. the threshold value is 'self-calculated' by (5)). The preferences about the criteria importance can be expressed 'only' linguistically that is very comfortable for a decision maker. The proposed method then enables a various investment strategy which makes it broader and more complex usable. As can be seen, the method is able to consider various qualitative and quantitative criteria that can influence the investment decision. This combination is unique compared to the current approach. Moreover, such a complex support tool can be applied to other decision making situations in the environment of uncertainty (e.g. selecting a suitable project, bank product or financial asset).

## **Conclusion**

The main contribution of this paper is a proposal of a fuzzy multiple criteria evaluation method that is primarily adapted to an investment decision making problem on the capital market (with open unit trusts) under uncertainty. The vague elements (i.e. criteria values or the decision maker's preferences) are represented by triangular fuzzy numbers. This approach is a complex support tool for evaluating investment

instruments, or selecting suitable ones. The method accepts the multi-criteria analysis, the uncertain input data or the linguistically expressed importance of evaluative criteria. These benefits make the approach user-friendly compared to other current methods. These benefits, and the power of such a method, are demonstrated on today's very common investment situation describing a selection of the suitable open unit trusts (offered by Česká spořitelna).

Future research could be devoted to possible modifications of the proposed method. One of them is an application of a different type of fuzzy number (e.g. trapezoidal), if a real decision making problem would require. This is also related to the technique of comparing fuzzy numbers that could be slightly modified, or whether other approaches could be applied.

## Acknowledgement

The paper was supported by Grant No. IGA F4/66/2019 "Multicriteria Models for Economic Analysis of the Production Systems and their Applications" from the Internal Grant Agency, Faculty of Informatics and Statistics, University of Economics, Prague.

## References

- Bass, S. M., Kwakernaak, H. (1977). Rating and ranking of multiple aspect alternative using fuzzy sets. *Automatica*, 13 (1), pp. 47-58.
- Bector, C. R., Appadoo, S. S., Chandra, S. (2002). Weighted factors scoring model under fuzzy data. In: U. Kumar, ed., *Proceeding of the Annual Conference of the Administrative Sciences Association of Canada Management Science Division*. Winnipeg: University of Manitoba, pp. 95-105.
- Bellman, R. E., Zadeh L. A. (1970). Decision making in a fuzzy environment. *Management Science*, 17 (4), pp. 141-164.
- Boroson, V. (1997). *Keys to Investing in Mutual Funds*. New York: Barrons Educational Series Inc.
- Borovička, A. (2014a). Fuzzy weights estimation method based on the linguistic expression of criteria relevance. *Ekonomická Revue – Central European Review of Economic Issues*, 17 (1), pp. 17-23.
- Borovička, A. (2014b). McCahone's Approach and its Modifications for a Comparison of the Fuzzy Numbers. In: *Quantitative Methods in Economics (Multiple Criteria Decision Making XVII)*. Bratislava: EKONÓM, pp. 7-13.
- Borovička, A. (2012). The investment decision making under uncertainty. In: *Mathematical Methods in Economics 2012*. Opava: University of Opava, pp. 37-42.
- Buckley, J. J. (1985). Fuzzy hierarchical analysis. *Fuzzy Sets and Systems*, 17 (3), pp. 233-247.
- Buckley, J. J. (1984). The multiple-judge, multi-criteria ranking problem: A fuzzy-set approach. *Fuzzy Sets and Systems*, 13 (1), pp. 25-38.
- Chen, C. H. (1997). Evaluating naval tactical missile systems by fuzzy AHP based on the grade value of membership function. *European Journal of Operational Research*, 96 (2), pp. 343-350.
- Chen, S. J., Hwang, C. L. (1992) *Fuzzy Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications*. Berlin: Springer-Verlag.
- Chen, S. M. (1988). A new approach to handling fuzzy decision-making problems. In: *18th International Symposium on Multiple-Valued Logic*. Palma de Mallorca: UIB, pp. 72-76.
- Chen, T. C. (2000). Extensions of the TOPSIS for group decision-making under fuzzy environment. *Fuzzy Sets and Systems*, 114 (1), pp. 1-9.
- Chu, T. C. (2002). Facility location selection using fuzzy TOPSIS under group decisions. *International Journal of Uncertainty, Fuzziness and Knowledge-Based Systems*, 10 (6), pp. 687-701.

- Investiční centrum České spořitelny [online]. *Data about the bond open unit trusts*. Available at: [https://cz.products.erstegroup.com/Retail/cs/Produkty/Fondy/Typy\\_fonduC5uAF/DluhopisovuC3uA9\\_fondy/VuC5uA1echny\\_produkty/index.phtml](https://cz.products.erstegroup.com/Retail/cs/Produkty/Fondy/Typy_fonduC5uAF/DluhopisovuC3uA9_fondy/VuC5uA1echny_produkty/index.phtml) [Accessed 15 December 2017].
- Dubois, D., Prade, H. (1982). The use of fuzzy numbers in decision analysis. In: M. M. Gupta, E. Sanchez, ed., *Fuzzy Information and Decision Processes*. Amsterdam: North-Holland, pp. 309-321.
- Dubois, D., Prade, H., Testemale, C. (1988). Weighted fuzzy pattern matching. *Fuzzy Sets and Systems*, 28 (3), pp. 313-331.
- Gheorge, R. (2005). *A new fuzzy multicriteria decision aid method for conceptual design*. Ph.D. Thesis. EPF Lausanne.
- Gupta, M., Bhattacharjee, D. (2010). Multi objective problem in fuzzy environment where resources are triangular fuzzy number. *European Journal of Scientific Research*, 46 (1), pp. 99-106.
- Hamming, R. W. (1950). Error detecting and error correcting codes. *The Bell System Technical Journal*, 29 (2), pp. 147-160.
- Hua, L., Weiping, V., Zhixin, K., Tungwai, N., Yuanyuan, L. (2005). Fuzzy multiple attribute decision making for evaluating aggregate risk in green manufacturing. *Journal of Tsinghua Science and Technology*, 10 (5), pp. 627-632.
- Hwang, C. L., Yoon, K. (1981). *Multiple Attribute Decision Making – Methods and Applications, A State-of-the-Art Survey*. New York: Springer-Verlag.
- Ježek, T. (2002). *Money and Market* (in Czech). Prague: Portál.
- Kahraman, C. (2008). *Fuzzy Multi-Criteria Decision Making – Theory and Applications with Recent Developments*. New York: Springer.
- Lai, Y. J., Hwang, C. L. (1994). *Fuzzy Multiple Objective Decision Making: Methods and Applications*. Berlin: Springer-Verlag.
- Laarhoven, P. J. M., Pedrycz, W. (1983). A fuzzy extension of Saaty's priority theory. *Fuzzy Sets and Systems*, 11 (1-3), pp. 229-241.
- Ling, Z. (2006). Expected value method for fuzzy multiple attribute decision making. *Journal of Tsinghua Science and Technology*, 11 (1), pp. 102-106.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Science*, 7 (1), pp. 77-91.
- Martel, J. M., D'Avignon, G. R. (1986). A fuzzy outranking relation in multicriteria decision making. *European Journal of Operational Research*, 25 (2), pp. 258-271.
- McCahone, C. (1987) *Fuzzy set theory applied to production and inventory control*. Ph.D. Thesis, Kansas State University.
- Murphy, J. J. (1999). *Technical Analysis of the Financial Markets: A Comprehensive Guide to Trading Methods and Applications*. New York: New York Institute of Finance.
- Novák, V. (2000). *Basics of Fuzzy Modelling* (in Czech). Prague: BEN – technická literatura.
- Omero, M., D'Ambrosio, L., Pesenti, R., Ukovich, W. (2005). Multiple-attribute decision support system based on fuzzy logic for performance assessment. *European Journal of Operational Research*, 160 (3), pp. 710-725.
- Roy, B. (1968). Classement et choix en présence de points de vue multiples (la méthode ELECTRE). *La Revue d'Informatique et de Recherche Opérationnelle (RIRO)*, 2 (V1), pp. 57-75.
- Roy, B. (1978). ELECTRE III: algorithme de classement basé sur une représentation floue des préférences en présence des critères multiples. *Cahiers du CERO*, 20 (11), pp. 3-24.
- Roy, B., Bertier, P. (1973). La méthode ELECTRE II. - Une application au media-planning. In: M. Ross, ed., *Operational Research 72*. Amsterdam: North Holland, pp. 291-302.



- Roy, B. (1977). Partial preference analysis and decision-aid: The fuzzy outranking relation concept. In: D. E. Bell, R. L. Keeney, H. Raiffa, ed., *Conflicting Objectives in Decisions*. New York: Wiley, pp. 40-75.
- Roy, B. (1980). Selektieren, sortieren und ordnen mit Hilfe von Prävalenzrelationen: Neue Ansätze auf dem Gebiet der Entscheidungshilfe für Multikriterien-Probleme. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 32, pp. 465-496.
- Saaty, T. L. (1977). A scaling method for priorities in hierarchical structures. *Journal of Mathematical Psychology*, 15 (3), pp. 234-281.
- Saaty, T. L. (1978). Exploring the interface between hierarchies, multiple objectives, and fuzzy sets. *Fuzzy Sets and Systems*, 1 (1), pp. 57-68.
- Siskos, J. L., Lochard, J., Lombard, J. (1984). A multicriteria decision making methodology under fuzziness: Application to the evaluation of radiological protection in nuclear power plants. In: H. J. Zimmermann, ed., *TIMS/studies in the Management Sciences 20*. Amsterdam: North-Holland (Elsevier Science Publishers), pp. 261-283.
- Steigauf, S. (2003). *Fondy – jak vydělávat pomocí fondů*. Praha: Grada Publishing.
- Středoevropské centrum pro finance a management [online]. *Total Expense Ratio*. Available at: [http://www.finance-management.cz/080vypisPojmu.php?X=Total+Expense+Ratio+TE\[R&IdPojPass=83](http://www.finance-management.cz/080vypisPojmu.php?X=Total+Expense+Ratio+TE[R&IdPojPass=83). [Accessed 15 July 2018].
- Takeda, E. (1982). Interactive identification of fuzzy outranking relations in a multicriteria decision problem. In: M. M. Gupta and E. Sanchez, ed., *Fuzzy Information and Decision Processes*. Amsterdam: North Holland, pp. 301-307.
- Wang, J. (2001). Ranking engineering design concepts using a fuzzy outranking preference model. *Fuzzy Sets and Systems*, 119 (1), pp. 161-170.
- Wang, Y. M., Elhag, T. M. S. (2006). Fuzzy TOPSIS method based on alpha level sets within an application to bridge risk assessment. *Expert Systems with Applications*, 31 (2), pp. 309-319.
- Yu, C. S. (2002). A GP-AHP method for solving group decision-making AHP problems. *Computers and Operations Research*, 29 (14), pp. 1969-2001
- Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy Sets. *Information and Control*, 8 (3), pp. 338-353.

## Contact Address

### Ing. Adam Borovička, Ph.D.

University of Economics, Prague, Faculty of Informatics and Statistics, Department of Econometrics

W. Churchill Sq. 1938/4, 130 67, Prague, Czech Republic

Email: adam.borovicka@vse.cz

Phone number: +420224095447

Received: 13. 08. 2018, reviewed: 20. 06. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# MÁ MĚNOVÝ AGREGÁT M3 VLIV NA INFLACI? PŘÍPADOVÁ STUDIE ČESKÉ REPUBLIKY, ŠVÝCARSKA A IZRAELE

DOES THE MONETARY AGGREGATE M3 THE AFFECT ON THE  
INFLATION? A CASE STUDY OF THE CZECH REPUBLIC,  
SWITZERLAND AND ISRAEL

**Liběna Černohorská, Petr Malěř**

**Abstract:** *The aim of the paper is to analyse the influence of monetary aggregate M3 on inflation in the Czech Republic, Switzerland and Israel between the years 2000 and 2017. The central banks in selected countries have not been able to fulfill their stated goal of achieving price stability. During the period under review, the selected central banks chose foreign exchange intervention as an instrument of unconventional monetary policy to achieve the set inflation target. The analysis of monetary policy in the selected countries will be determined by the long-term relationships between the M3 monetary aggregate and the inflation. Selected indicators were analyzed on quarterly data in the Czech Republic, Switzerland and Israel using the Engle - Granger cointegration test. We have found, based on the tests performed, that monetary policy in the monitored countries was not quite effective in the years 2000-2017 because we did not confirm in our empirical analyzes the long-term relationship between the monetary aggregate M3 in relation to inflation.*

**Keywords:** *Engle-Granger Test, Foreign Exchange Intervention, Inflation, Monetary Policy, M3.*

**JEL Classification:** E51, E47, C32, O24.

## Úvod

Monetaristé vycházejí z teze, že v dlouhodobém časovém horizontu byly měnové agregáty považovány za rozhodující faktor pro provádění měnové politiky. Friedman a Schwartz (2008) vysvětlují vývoj hospodářského cyklu pomocí změn v peněžní zásobě a inflaci. Zároveň zdůrazňovali, stejně jako ostatní monetaristé, že měnová politika by neměla být používána jako aktivní nástroj pro stabilizaci hospodářského cyklu.

Předpokladem pro přijetí měnového agregátu jako zprostředkujícího cíle měnové politiky je stabilní vztah mezi změnami peněz a následnými změnami cenové hladiny. Takový stabilní vztah existuje za předpokladu, pokud je poptávka po penězích v průběhu času stabilní. V důsledku nestabilní poptávky po penězích v různých zemích odstoupilo několik centrálních bank od zprostředkujícího cíle měnové politiky ve formě měnových agregátů a zavedly nový měnověpolitický režim – cílování inflace. Cílování inflace, jak ji představil Svensson (1997, 2000), vychází z monetarismu a teze, že měnová politika by se měla zaměřit na udržení cenové stability. Současně ovšem sledují centrální banky i stabilitu finanční. Např. Kočišová a Stavárek (2018) se věnují hodnocení stability finančních systémů v různých zemích Evropské unie. Inflační cílování při realizaci měnové politiky nevyužívá měnové agregáty, což je v kontrastu se strategií měnového cílování. Baltensperger a kol. (2001) zmiňují, že během 70. let minulého století mnoho centrálních bank zvolilo měnové agregáty jako

zprostředkující cíle. Z tohoto důvodu se staly měnové agregáty důležitým nástrojem při provádění měnové politiky. Přesné detaily měnových strategií jednotlivých cílů se v různých zemích podstatně lišily. Nejdéle využívaly cílování peněžní zásoby jako zprostředkujícího cíle německá Bundesbank a Švýcarská národní banka. U obou těchto centrálních bank byla velmi úspěšná jejich měnová politika při dosažení nízké inflace po více než 25 let po zhroutení bretonwoodského systému.

Cílem článku je analyzovat vliv měnového agregátu *M3* na inflaci v České republice, Švýcarsku a Izraeli v letech 2000 až 2017.

## 1 Formulace zvolené problematiky

Otázce účinnosti měnové politiky na makroekonomické agregáty se věnuje celá řada vědeckých studií. Často bývá účinnost měnové politiky hodnocena podle dopadu vývoje měnových agregátů či úrokových sazeb centrálních bank na ekonomické veličiny. Měnové agregáty poskytují důležité informace při realizaci měnových politik. S devizovými intervencemi má poměrně velké zkušenosti Japonsko, které je kromě jiných nekonvenčních nástrojů použilo již na počátku tohoto tisíciletí (Borio a Disyata, 2010). McCallum (2000) tvrdí, že pokud se úrokové sazby v otevřené ekonomice pohybují blízko nuly, může centrální banka použít devizové intervence ke znehodnocení domácí měny k tomu, aby zajistila růst či stabilizaci inflace a reálné ekonomiky.

### 1.1 Vztah peněžního agregátu *M3* a inflace

V roce 1998 se ECB rozhodla v rámci realizaci své měnové politiky posílit úlohu peněz, která spočívá v důkladnější analýze měnových agregátů a poskytování dalších informací pro měnověpolitická rozhodnutí. Rozhodnutí ECB vedlo ke zvýšenému zájmu mnoha autorů, kteří se zabývali vlivem měnových agregátů na budoucí vývoj cen. Gerlach a Svensson (2003), Trecrosi a Vega (2002) či Altimari (2001) zkoumají vztah měnového agregátu *M3* a inflace pomocí VAR modelu a Grangerovy kauzality. Uvedené studie dokazují, že *M3* má podstatný vliv na vývoj inflace v Eurozóně. Gottschalk et al. (2000) předpovídají vliv měnových agregátů pomocí VAR modelů a komparují zjištěné výsledky s jednoduchým inflačním modelem s jednou proměnnou. Zjištěné výsledky nejsou tak robustní jako závěry autorů Gerlacha a Svenssona (2003) či Trecrosi a Vega (2002), nicméně nalézají možnost odhadu inflace pomocí měnového agregátu *M3* v dlouhodobém horizontu. Na základě dat Eurozóny v letech 1986 – 2003 a s využitím analýzy časových řad dochází Bruggeman et al. (2005) k závěru, že ve sledovaném období byly dlouhodobé pohyby inflace vyvolané změnou peněžní zásoby. Problémům inflace, resp. deflace v České republice a v zemích Eurozóny se blíže věnuje např. Hedvičáková a Svobodová (2016).

Při hledání účinnosti měnové politiky, resp. devizových intervencí se jeví jako nejprůhodnější vztah měnového agregátu a inflace. Podrobnosti ohledně rozdílných příčin, průběhu a dopadů devizových intervencí v České republice, Švýcarsku a Izraeli jsou uvedeny v kapitole 1. 2. Všechny sledované centrální banky přistoupily k devizovým intervencím ze stejného důvodu – pomocí konvenčních nástrojů měnové politiky nebyly schopny dosáhnout stanoveného inflačního cíle.

Dle Peytrigneta a Stahela (1999) existuje korelace mezi růstem peněžní zásoby *M3*, inflací a růstem produktu ekonomiky. K tomuto závěru dospěli ve své studii zabývající se měnovými agregáty *M2* a *M3* ve Švýcarsku, konkrétně v letech 1996 a 1999. Závislost mezi množstvím peněz v oběhu *M2* a cenovou hladinou, konkrétně ve

Spojených státech amerických, řešili Hallman et al. (1991), kteří ho ve své studii z roku 1991 potvrdili. Tento vztah je základním předpokladem pro dynamický model inflace. Narayan et al. (2006) přidávají do svého výzkumu ještě třetí veličinu a zkoumají tak vztah rozpočtových deficitů, nabídky peněz a inflace. Svou práci aplikovali na případ Fidži na čtvrtletních datech v 1970 až 2004. Bylo dokázáno, že inflace, veřejné deficity a nabídka peněz jsou na sobě závislé za předpokladu, že inflace je proměnou endogenní. Peněžní nabídka a veřejné deficity indukují inflaci v dlouhém období. Fratzscher, et al. (2019) zkoumali devizové intervence 33 centrálních bank od roku 1995 do roku 2011. Autoři došli k závěru, že devizové intervence jsou velmi účinný nástroj monetární politiky, ovšem ve vztahu vlivu k měnovému kurzu. Autoři této studie dále zdůrazňují, že efektivita devizových intervencí záleží spíše na okolnostech, za kterých byly devizové intervence prováděny.

Dalšími autory, kteří se zabývají vztahem  $M3$  a inflací jsou Lütkepohl a Wolters (1998), kteří sestavili malý dynamický makroekonomický model zkoumající závislost mezi úrokovými sazbami, růstem měnového agregátu  $M3$ , reálného růstu a inflace. Autoři dochází na základě kointegrační analýzy s využitím čtvrtletních, sezonně očištěných dat Německa v letech 1976-1996 k závěru, že měnový agregát  $M3$  je důležitým indikátorem pro kontrolu inflace. Bundesbanka se snažila o dosažení určité míry inflace pomocí cílování peněžní zásoby přes 20 let.

Giaptan a Cheng (1995) se zabývali inflací v Malajsii a s využitím Grangerovy kauzality byla nalezena obousměrná závislost mezi peněžní nabídkou a nominálním produktem. Centrální banka je schopna řízením peněžní nabídky ovlivnit cenovou stabilitu na straně výrobce, ne však na straně spotřebitele, pokud nepřistoupí ke snížení peněžní nabídky. Snížení peněžní nabídky však může mít silný dopad na reálný i nominální produkt.

Jílek (2015) zkoumal makroekonomický dopad růstu širokých měnových agregátů. Svou práci aplikoval na příkladu Spojených států amerických (1960-2007), Eurozóny (1991-2007), Japonska (1960-2007), Velké Británie (1987-2007) a České Republiky (1993-2007). Ve všech analyzovaných zemích znamenal růst měnového agregátu zvýšení inflace a zvýšení reálného  $HDP$ , a to v poměru 1:1.

Baltensperger a kol. (2001) analyzovali vztah mezi měnovým agregátem  $M3$  a inflací ve Švýcarsku v letech 1978 - 1999. Z provedené analýzy, založené na kointegraci časových řad a modelu korekce chyb, dochází k závěru, že existuje vztah mezi měnovým agregátem  $M3$  a inflací ve Švýcarsku. Měnový agregát  $M3$  chápe jako možný indikátor budoucího vývoje inflace ve Švýcarsku. Prediktivní síla agregátu  $M3$  je vyšší v dlouhodobém horizontu než v tom krátkodobém. Dochází také k závěru, že v případě nízkého růstu peněz v ekonomice, nemusí vést v následujícím období inflace. Přebytek  $M3$  lépe predikuje kumulativní inflaci než roční, což je způsobeno delším časovým zpožděním v transmisním mechanismu. Přebytky  $M3$  poskytují zároveň užitečné informace o případném růstu cenové hladiny. Současně upozorňují na skutečnost, že empirické studie v minulosti garantují vztah mezi měnovým agregátem  $M3$  a cenovou hladinou i v budoucnu. Závěrem studie je, že měnový agregát  $M3$  je důležitým ukazatelem pro měnovou politiku.

Na základě výše uvedených závěrů jednotlivých autorů jsou vybrány jako základní vztahy pro zkoumání účinnosti devizových intervencí ve vybraných státech (Česká republika, Švýcarsko a Izrael) vztah peněžního agregátu  $M3$  a inflace, jelikož se

uvedeným centrálním bankám nedařilo plnit společný cíl měnové politiky, tedy cenovou stabilitu, a proto přistoupily k provádění devizových intervencí s cílem růstu inflace. Devizové intervence se následně projeví v jednotlivých zemích zvýšením peněžního agregátu *M3*.

## 1.2 Devizové intervence ve vybraných zemích

Centrální banky nezamýšlely pomocí devizových intervencí zvýšit množství peněz v ekonomice a stejně tak ani prvotní příčinnou nebyla snaha o zvýšení přebytku likvidity. Sledované centrální banky měly odlišné důvody pro zahájení devizových intervencí. Nízká inflace a nízké úrokové sazby byly hlavní příčinnou pro zahájení devizových intervencí České národní banky (ČNB), přičemž tyto problémy se vyskytovaly i v dalších světových ekonomikách (Franta, 2014). Švýcarská národní banka (SNB) zahájila devizové intervence nejen ze stejných důvodů jako ČNB, ale musela zároveň čelit i posilování domácí měny (Baltensperger et al., 2007). Naopak rozdílný primární důvod pro zahájení devizových intervencí měla centrální banka Izraele – Bank of Israel (BoI) - kde šlo hlavně o navýšení devizových rezerv centrální banky z důvodu pokračující globální integrace Izraele do světové ekonomiky. Později BoI odůvodňovala devizové intervenci nutností zásahu proti apreciaci šekelu. V České republice probíhaly devizové intervence v letech 2013 – 2017, ve Švýcarsku byly provedeny třikrát v letech 2009 až 2011 a v Izraeli dvakrát mezi roky 2008 a 2011 a následně od roku 2013, přičemž trvají až doposud (Bank of Israel, 2019; Česká národní banka, 2018; Swiss National Bank, 2018).

Vnější i vnitřní ekonomické podmínky před a také během devizových intervencí byly v jednotlivých zemích diametrálně odlišné. V České republice stále byla nízká inflace a klesající *HDP*, naopak ve Švýcarsku *HDP* rostlo a frank aprecioval. Rovněž izraelský šekel posiloval a *HDP* Izraele doslova letělo vzhůru, a to hlavně z důvodu momentálního stádia hospodářského cyklu země. Shodné je hlavní zaměření všech tří ekonomik. Hlavní položkou *HDP* byl a je vývoz zboží a služeb, jehož podpora byla druhotným cílem devizových intervencí. Země vývozu, tedy obchodní partneři, jsou ovšem odlišní, respektive v případě České republiky a Švýcarska je hlavním odběratelem Evropská unie v čele s Německem, zatímco Izrael obchoduje převážně se svými geografickými sousedy. V neposlední řadě je také důležité zmínit, že všechny tři zmiňované státy užívaly jako kurzový režim řízený floating, díky kterému měly centrální banky prostor pro zásahy do měnového vývoje a jako svůj měnověpolitický režim používají cílování inflace.

Odlišnosti byly nejen v započítání intervenčního režimu ale také ve fázi exitu, rozdíl mezi ukončením režimu jednotlivých centrálních bank byl odlišný. Po ukončení devizových intervencí nedošlo v České republice k výraznějšímu posílení koruny, oproti např. švýcarskému franku, který po ukončení devizových intervencí Švýcarskou centrální bankou posílil o 15 %. Zatímco v Izraeli byly pro upevnění stability ekonomiky zvoleny dodatečné jednorázové intervence, představitelé Švýcarské centrální banky nechaly kurz domácí měny „osudu“, což také následně znamenalo jeho velkou volatilitu.

Společným dopadem intervencí byl také nárůst devizových rezerv. V Izraeli se jednalo o dokonce primární cíl centrální banky BoI. K největšímu nárůstu rezerv došlo ale i ve Švýcarsku, kde devizové rezervy vzrostly mezi lety 2009 a 2015 z 50 mil. na 500 mil. CHF. Po následném přecenění dokonce dosáhly rezervy 600 mil CHF a právě

toto více jak desetinásobné zvýšení bylo jedním z hlavních podnětů k ukončení intervencí. ČNB během devizových intervencí vynaložila přes 2 biliony Kč a celkové devizové rezervy ČNB tak přesáhly 3 biliony Kč. Ve všech třech sledovaných zemích došlo k nárůstu exportu, ovšem na druhou stranu je potřeba připustit, že jeho pozitivní vliv na *HDP* byl vždy sražen dolů, a to růstem importu.

## 2 Použité metody a data

Pro zkoumání propojení dvou veličin je vhodné použít koncept kointegrace, kterým se mezi prvními zabývali zejména autoři Granger a Engle (1987), kteří poukázali na to, že v krátkém období bývá vývoj časových řad odlišný, zatímco v dlouhém období mají hodnoty tendence se vracet k určitému rovnovážnému stavu a právě tímto lze dokázat společnou vazbu obou veličin. Pokud mají dvě časové řady tendenci udržovat mezi sebou konstantní rozdíl v dlouhém období, jsou nazývány jako kointegrované. V rámci provedených analýz budete sledovat vztahy mezi peněžním agregátem *M3* a inflací, resp. *HDP* ve vybraných zemích, což nám umožní zhodnotit účinnost prováděných devizových intervencí.

Vstupní data pro analýzu v letech 2000 – 2017 mají kvartální charakter a jsou očištěná o sezónní vlivy. Data pro analýzu vztahu peněžního agregátu *M3* a vývoje inflace byla čerpána z Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD, 2018a; OECD, 2018b). Veškeré výpočty byly prováděny v programu Gretl 1.9.4.

Ekonomický výzkum v této práci je proveden pro období 2000 – 2017. Samotné devizové intervence ve sledovaných zemích (ČR, Švýcarsko a Izrael) byly prováděny pouze po příliš krátké období, aby bylo možné s ohledem na časové zpoždění, které je na časové řady aplikováno, provést analýzu pouze na tento časový úsek. Pro zjištění příčinných vazeb mezi sledovanými proměnnými je nejprve nutné provést testování časových řad na optimální řád zpoždění, následně ověřit existenci jednotkového kořene (resp. stacionaritu či nestacionaritu časových řad) a provést kointegrační analýzu pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu. Blíže jednotlivé testy popisují ve svých studiích např. Kočišová (2018), Gerlach a Svensson (2003) či Černohorský (2017).

Testování časových řad na optimální řád zpoždění je jedním z předpokladů Grangerových testů. V analýze časových řad se hledá nejnižší hodnota u vybraných informačních kritérií. Řád zpoždění se určí podle toho, kde je nejnižší hodnota informačního kritéria. Takto určený řád zpoždění se využije následně v dalších testech. Vhodné kritérium závisí na počtu pozorování. Jak uvádí Liew (2004) či Gottschalk et al. (2000), při nízkém počtu pozorování (menším než 60) je vhodné pro určení optimálního řádu zpoždění použít Akaikeho informační kritérium (AIC), které lze zapsat následovně (Akaike, 1981):

$$AIC = n * \ln\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k \quad (1)$$

kde *RSS* je reziduální součet čtverců, *k* je počet parametrů, *n* je počet měření, *RSS/n* je reziduální rozptyl.

Následně je provedena analýza existence jednotkového kořene, kde se zjišťuje stacionárnost či nestacionárnost zkoumaných časových řad. Stacionární řada má tendenci se vracet k určité hodnotě či opisovat určitý zaznamatelný trend, zatímco u nestacionární řady se toto nevyskytuje. Formálně lze vycházet z uvedených vzorců (Arlt, Arltová, 2007):

Pro stochastický proces  $\{ X_t, t= 0, \pm 1, \pm 2, \dots \}$  je definováno podle Arlt a Arltová (2007):

$$\text{funkce středních hodnot: } \mu_t = E(X_t) \quad (2)$$

$$\text{varianční funkce: } \sigma_t = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2 \quad (3)$$

$$\text{kovarianční funkce } \gamma(t, t-k) = E(X_t - \mu_t)(X_{t-k} - \mu_{t-k}) \quad (4)$$

$$\text{korelační funkce } \rho(t, t-k) = \frac{\gamma(t, t-k)}{\mu_t \sigma_{t-k}} \quad (5)$$

kde  $X_t$  je závislá proměnná,  $E(X_t)$  značí střední hodnotu a  $D(X_t)$  vyjadřuje rozptyl.

Zjištění stacionarity či nestacionarity časových řad bylo provedeno podle Dickey a Fuller (1979) pomocí rozšířeného Dickey – Fullera testu (dále jen ADF test), kdy byly provedeny všechny tři druhy testů, tj. s konstantou, bez konstanty, a s konstantou a trendem. Při testování se předpokládá, že níže uvedený proces (rovnice 6), kde je testováno, že  $\theta=0$  (proměnná obsahuje jednotkový kořen), má tvar (Arlt, Arltová, 2007):

$$\Delta X_t = (\theta - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + e_t \quad (6)$$

$X_t$  zde vyjadřuje opět závislou proměnou,  $p$  zpoždění a  $e_t$  reziduální složku.

Rozhodnutí o stacionaritě, respektive nestacionaritě časových řad bude provedeno na základě vyhodnocení  $p$ -hodnoty na hladině významnosti 0,05, která tedy s 95% pravděpodobností stanoví, zda došlo k zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy, která je stanovena následovně:

- $H_0$ : testované řady jsou nestacionární (neexistence jednotkového kořene)
- $H_1$ : testované řady jsou stacionární (existence jednotkového kořene)

Pokud časové řady dosahují integrace na stejném stupni, bude přistoupeno ke třetímu kroku – kointegrační analýze, která je provedena pomocí Engle - Grangerova kointegračního testu. V souladu s ním jsou dále testovány náhodné složky pomocí ADF testu a to kvůli zjištění existence jednotkových kořenů (Engle a Granger, 1987). Proto jsou stanoveny tyto hypotézy:

- $H_0$ : testované řady nejsou kointegrované
- $H_1$ : testované řady jsou kointegrované

Rozhodnutí o vztahu časových řad vychází z  $p$ -hodnoty definované Engle – Grangerovým kointegračním testem. V případě nezamítnutí nulové hypotézy ( $p > 0,05$ ) budou časové řady označeny nekointegrované, tj. obsahující jednotkový kořen. V opačném případě ( $p < 0,05$ ) budou časové řady označeny za kointegrované.

### 3 Určení optimálního řádu zpoždění a stacionarity časových řad

Jak již bylo uvedeno v části 2, před použitím Engle-Grangerových testů je třeba otestovat časové řady na optimální řád zpoždění. Jako závislá proměnná je stanovena v tomto vztahu *CPI*, nezávislá proměnná peněžní agregát *M3*.

#### 3.1 Testování optimálního řádu zpoždění

V ekonomické teorii uvádí např. Mankiw (2014) či Revenda (2011) jako optimální řád zpoždění časových řad v rozmezí 12 až 18 měsíců, což odpovídá námi stanovenému řádu 6 zpoždění při čtvrtletních datech. V Tab. 1 jsou zaznamenány

hodnoty AIC kritéria na 6 řádů zpoždění pro testy s konstantou, s trendem a pro testy s konstantou a trendem, v závislosti na tom, u jakého typu testu byla zjištěna minimální hodnota testovacího kritéria AIC.

**Tab. 1: Výsledky optimálního zpoždění AIC pro M3**

Řád zpoždění	AIC pro CPICZE test s konstantou	AIC pro CPISWI test s trendem	AIC pro CPIISR test s trendem
1	2,34654	1,94653	2,51222
2	2,37456	1,64257	2,56984
3	2,59120	1,50134	2,20156
4	2,23315	1,29845	2,31002
5	2,10256	1,26412	2,34568
6	<b>2,02541*</b>	<b>1,00109*</b>	<b>2,15203*</b>

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)*

Na základě provedeného testu optimálního řádu zpoždění (**Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.**1) pro M3 a CPI je určen řád časového zpoždění šesti čtvrtletí pro Českou republiku (ČR), Švýcarsko i Izrael, přičemž pro ČR se využívá test s konstantou a pro Izrael a Švýcarsko test s trendem. Zjištěné výsledky budou zohledněny při testování stacionarity časových řad (ADF testech) a kointegračních testech.

### 3.2 Testování stacionarity časových řad

V rámci dalšího kroku je nutné provést test na stacionaritu časových řad. Pro ověření, jestli časové řady jsou či nejsou stacionární, je nezbytné použít ADF test. Do ADF testu vstupuje model s konstantou či s trendem, v závislosti na výsledcích testování optimálního řádu zpoždění, tj. minimální hodnoty AIC.

Tab. 2 zachycuje výsledné  $p$ -hodnoty, ze kterých vyplývá, že všechny  $p$ -hodnoty jsou větší než hladina významnosti, tudíž lze tvrdit, že časové řady jsou nestacionární, a proto jsou nulové hypotézy nezamítnuty. Aby bylo dosaženo stacionarity časových řad, je třeba provést jejich diferencování pomocí první diference.

**Tab. 2: Výsledky testu ADF pro M3**

Zkratka proměnné	$p$ -hodnota	Výsledek ADF testu	$H_0$ :
M3CZE	0,9983	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPICZE	0,8564	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
M3SWI	0,6231	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPISWI	0,9985	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
M3ISR	0,8123	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
CPIISR	0,9348	časová řada je nestacionární	nezamítnuto

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)*

Výsledky provedených ADF testů pro diferencované časové řady M3 a další sledované proměnné znázorňuje Tab. 2. Časové řady jsme testovali na jejich stacionaritu či nestacionaritu na stejný řád zpoždění a test s konstantou nebo s trendem jako původní časové řady.



**Tab. 3: Výsledky ADF testu pro první diference M3**

Zkratka proměnné	<i>p</i> -hodnota	Výsledek ADF testu	H <sub>0</sub> :
<i>d_M3CZE</i>	0,0442	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_CPICZE</i>	0,0032	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_M3SWI</i>	0,4659	časová řada je nestacionární	nezamítnuto
<i>d_CPISWI</i>	0,0261	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_M3ISR</i>	0,0242	časová řada je stacionární	zamítnuto
<i>d_CPIISR</i>	0,0027	časová řada je stacionární	zamítnuto

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)*

Tab. 3 uvádí výsledné hodnoty ADF testu pro upravené proměnné pomocí první diference. Takto upravené časových řady pro ČR a Izrael (*d\_CPICZE* a *d\_M3CZE*, resp. *d\_M3ISR* a *d\_CPIISR*) a inflace Švýcarska (*d\_CPISWI*) jsou na hladině významnosti 0,05 stacionární ( $p < 0,05$ ), tedy u nich existuje jednotkový kořen a právě tyto časové řady jsou následně zahrnuty do Engle-Grangerova kointegračního testu.

#### 4 Zjištění vzájemné závislosti časových řad pomocí Engle-Grangerova kointegračního testu

V předchozím testu byla zjištěna nestacionarita původních časových řad a po úpravě diferencováním bylo zjištěno, že některé časové řady jsou stacionární na stejném stupni. U těchto časových řad lze přistoupit k Engle-Grangerovu kointegračnímu testu, který předpokládá nestacionarita původních časových řad a stejný stupeň integrace (Tab. 3). Tab. 4 zachycuje vztah daných párů časových řad, které byly shodně označeny za stacionární. Je patrné, že časové řady agregátu *M3* a inflace v Izraeli jsou kointegrované.

**Tab. 4: Výsledky Engle-Grangerova kointegračního testu pro M3 a CPI**

Zkratka proměnné	<i>p</i> -hodnota	Délka zpoždění	Výsledek kointegračního testu	H <sub>0</sub> :
<i>d_M3CZE/d_CPICZE</i>	0,316	6	není kointegrace	nezamítnuto
<i>d_M3SWI/d_CPISWI</i>	nesplnění požadavků pro test kointegrace			
<i>d_M3ISR/d_CPIISR</i>	0,325	6	není kointegrace	nezamítnuto

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě výsledků z programu Gretl 1.9.4)*

Ze zjištěných *p*-hodnot, které nabývají vyšší hodnoty než stanovená hladina významnosti ( $p > 0,05$ ), lze konstatovat, že zkoumané časové řady *d\_M3CZE* a *d\_CPICZE*, resp. *d\_M3ISR* a *d\_CPIISR* nejsou kointegrované, tzn., že mezi nimi neexistují dlouhodobé vztahy. Jelikož nebyly splněny podmínky pro Engle-Grangerův test pro Švýcarsko, je možné konstatovat, že mezi peněžním agregátem *M3* a *CPI* neexistuje vztah, a proto se dá považovat měnová politika v těchto zemích za neúčinnou.

Na základě provedených testů je zjištěn závěr, že nebyl prokázán dlouhodobý vztah mezi peněžním agregátem *M3* a inflací ani v jednom ze tří analyzovaných států, tj. v České republice, Švýcarsku a Izraeli. K obdobnému závěru dochází také např. Lütkepohl a Wolters (1988) či Moosa (1997). Ovšem studie ekonomů Peytrigneta a Stahela (1999) dochází k odlišnému závěru, jelikož ve své studii o ekonomické situaci ve Švýcarsku mezi lety 1996 – 1999 dokázali korelační vztah mezi růstem *M3* a růstem *CPI*. Jako možné důvody rozdílných závěrů obou analýz lze spatřovat jednak

odlišné období, pro které byly obě analýzy prováděny, dále potom odlišnosti v nastavení měnových politik centrálních bank ve sledovaných obdobích a v neposlední řadě i přítomnost hospodářské krize, která ovlivnila všechny světové ekonomiky. Kombinace těchto faktorů způsobila, že analýza provedená v tomto článku nepotvrdila dlouhodobý vztah mezi zkoumanými veličinami (*M3* a *CPI*) v daných státech v daném období.

V současném globalizovaném světě existuje mnoho exogenních faktorů, které mají vliv na míru inflace, především pokud se jedná o obdobný typ ekonomiky jako je v ČR, tj. malé otevřené ekonomiky. Mezi zásadní exogenní faktory, které zapříčiňují neplatnost dlouhodobého vztahu mezi peněžním agregátem *M3* a inflací patří např. globalizovaná ekonomika či finanční inovace. Sledované země patří mezi malé otevřené ekonomiky, které jsou vysoce citlivé nejen na změnu devizového kurzu, ale i na řadu celosvětových faktorů, jako změna cen surovin, komodit, poptávku na zahraničních trzích apod. V rámci finančních inovací jsou klientům nabízeny nové produkty v rámci bankovního sektoru i mimo bankovní sektor, což ovlivňuje měřené množství peněz v oběhu a současně dochází i k částečnému odlivu peněz i mimo bankovní sektor (peníze nejsou v takové míře na běžných a termínovaných účtech, jako tomu bylo v minulosti, ale investuje se např. prostřednictvím investičních fondů). Dalším problémem je, že měřená míra inflace nevyjadřuje změny v cenové hladině všech statků, ale jen u vybraných spotřebních statků a nezachycuje např. růst cen nemovitostí, finančních aktiv apod. Současně dochází v jednotlivých ekonomikách k poklesu dlouhodobých průměrných nákladů mnoha firem v souvislosti s efektivnějším využíváním moderních technologií.

## **Závěr**

Ve svých empirických analýzách nebyl potvrzen dlouhodobý vztah mezi měnovým agregátem *M3* ve vztahu k inflaci. Proto je možné kladně hodnotit rozhodnutí zvolených centrálních bank týkající se opuštění měnověpolitického režimu cílování peněžní zásoby a přistoupení k měnověpolitickému režimu cílování inflace. Zároveň nebyla potvrzena monetaristická teze, kdy jsou v dlouhodobém časovém horizontu považovány měnové agregáty za rozhodující faktor při provádění měnové politiky. Při podrobnější analýze měnové politiky vybraných centrálních bank v době devizových intervencí vyplývá, že během těchto intervencí nedošlo u žádné z těchto bank nejprve k naplnění požadovaných cílů, tj. dosažení inflačního cíle. Jednotlivé centrální banky se řídí při svých rozhodnutích při zpoždění v časovém horizontu zhruba 12-18 měsíců. Vzhledem k uváděnému časovému zpoždění mezi měnověpolitickým opatřením a jeho dopadem do reálné ekonomiky se centrální banky řídí nikoli aktuální situací, ale prognózou budoucího vývoje. Zjištěná skutečnost ovšem nevylučuje možnost, že může mít měnová politika ve vybraných zemích krátkodobé ekonomické dopady, což může být předmětem dalšího výzkumu.

## **Poděkování**

Tento článek byl zpracován s podporou výzkumného projektu: GACR No. 18-05244S, „Innovative Approaches to Credit Risk Management“.

## Reference

- Akaike, H. (1981). Likelihood of a model and information criteria. *Journal of Econometrics*, 16(1), s. 3-14. DOI 10.1016/0304-4076(81)90071-3
- Altimari, S. N. (2001). Does Money Lead Inflation in the Euro Area?. *ECB Working Paper No. 63*. [online]. Dostupné na: <https://ssrn.com/abstract=356101> [cit. 2019-02-11]
- Arlt, J., Arltová, M. (2007). *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace]*. 1. vydání. Praha: Grada.
- Bank of Israel (2019). *The Functions of the Bank of Israel: Managing monetary policy*. [online]. Dostupné na: <http://www.boi.org.il/en/AboutTheBank/ObjectivesAndFunctions/Pages/MonetaryPolicy.aspx> [cit. 2019-02-04].
- Baltensperger, E., Hildebrand, M. P., Jordan, J. T. (2007). *The Swiss National Bank's monetary policy concept – an example of a 'principles-based' policy framework*. [online]. Schweizerisch National Bank. Dostupné na: [https://www.snb.ch/n/mmr/reference/economic\\_studies\\_2007\\_03/source/economic\\_studies\\_2007\\_03.n.pdf](https://www.snb.ch/n/mmr/reference/economic_studies_2007_03/source/economic_studies_2007_03.n.pdf) [cit. 2018-12-06]
- Baltensperger, E., Jordan, T. J., Savioz, M. R. (2001). The demand for M3 and inflation forecasts: An empirical analysis for Switzerland. *Review of World Economics*, 137(2), s. 244-272.
- Borio, C., Disyata, P. (2010). Unconventional monetary policies: an appraisal. *The Manchester School*, 2010, 78(1), s. 53-89. DOI 10.1111/j.1467-9957.2010.02199.x
- Bruggeman, A., et al. (2005). *Structural filters for monetary analysis: the inflationary movements of money in the euro area*. ECB Working Paper No. 470. [online]. Dostupné na: [http://ssrn.com/abstract\\_id=691882](http://ssrn.com/abstract_id=691882) [cit. 2018-09-02].
- Česká národní banka. (2018). *Devizové intervence zafungovaly učebnicově*. [online]. Dostupné na: [https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/clanky\\_rozhovory/media\\_2018/cl\\_18\\_180406\\_hampl\\_refl\\_ex.html](https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2018/cl_18_180406_hampl_refl_ex.html) [cit. 2018-07-04].
- Černohorský, J. (2017). Types of bank loans and their impact on economic development: a case study of the Czech republic. *Economics and Management*, 20(4), s. 34-48. DOI 10.15240/tul/001/2017-4-003
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), s. 427-431. [online]. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/2286348> [cit. 2018-09-02].
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), s. 251-276. [online]. Dostupné na: <http://www.jstor.org/stable/1913236> [cit. 2018-07-25].
- Franta, M., et al. (2014). *The exchange rate as an instrument at zero interest rates: the case of the Czech Republic*. Czech National Bank, Research Department. [online]. Dostupné na: <https://ideas.repec.org/p/cnb/rpnrpn/2014-03.html> [cit. 2018-06-21].
- Fratzcher, M., Gloede, O., Menkhoff, L., Sarno, L., Stöhr, T. (2019). When is foreign exchange intervention effective? Evidence from 33 countries. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(1), s. 132-56. DOI 10.1257/mac.20150317
- Friedman, M., Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press. ISBN 978-0-691-00354-2.
- Gerlach, S., Svensson, L. E. O. (2003). Money and inflation in the euro area: A case for monetary indicators?. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(8), s. 1649-1672. DOI 10.1016/j.jmoneco.2003.02.002
- Giaptan, K., Cheng, Ch.-S. (1995). The causal nexus of money, output and prices in Malaysia. *Applied Economics*, 27(12), s. 1245-1251. DOI 10.1080/00036849500000107

- Gottschalk, J., Van Zandweghe, W., Martinez Rico, F. (2000). *Money as an Indicator in the Euro Zone*. Kiel Working Paper. [online]. Dostupné na: [https://www.econstor.eu/bitstream/10419/17918/1/kap\\_984.pdf](https://www.econstor.eu/bitstream/10419/17918/1/kap_984.pdf) [cit. 2017-07-05].
- Hallman, J.J., Porter, R.D., Small, D.H. (1991). Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?. *The American Economic Review*, s. 841-858. [online]. Dostupné na: [https://www.jstor.org/stable/2006645?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2006645?seq=1#metadata_info_tab_contents) [cit. 2018-06-21].
- Hedvičáková, M., Svobodová, L. (2016). Inflation under the Influence of Deflation Pressures. V: *Innovation Management and Education Excellence Vision 2020: From Regional Development Sustainability to Global Economic Growth, Vols I – VI*. Norristown: Int Business Inforamtion Management Assoc-IBIMA, s. 3569-3573.
- Jílek, J. (2015). Makroekonomický dopad růstu širokých měnových agregátů ve vybraných zemích v letech 1960–2007. *Ekonomický časopis*, 63(01), s. 3-18.
- Kočišová, K. (2018). Bank Competition and Performance: The Case of Slovakia and the Czech Republic. *Journal of Applied Economic Sciences (JAES)*, 13(5), s. 1159-1176.
- Kočišová, K., Stavárek, D. (2018). The evaluation of banking stability in the European Union countries. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 11(1), s. 36-55.
- Liew, V. K.-S. (2004). Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ? *Economics Bulletin*, 3(33), s. 1-9. [online]. Dostupné na: <http://ssrn.com/abstract=885505> [cit. 2018-11-11].
- Lütkepohl, H., Wolters, J. (1998). A money demand system for German M3. *Empirical Economics*, 23(3), s. 371-386. [online]. Dostupné na: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01294413> [cit. 2018-06-21].
- Mankiw, G.N. (2014). *Principles of macroeconomics*. 7. vydání, Stamford: Cengage Learning.
- McCallum, B. T. (2000). *Theoretical analysis regarding a zero lower bound on nominal interest rates*. National bureau of economic research. [online]. Dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/seminar/2000/targets/mccallum.pdf> [cit. 2018-11-14].
- Moosa, I.A. (1997). Testing the long-run neutrality of money in a developing economy: the case of India. *Journal of Development Economics*, 53(1), 139-155. DOI 10.1016/S0304-3878(97)00006-0
- OECD. (2018a). *Broad money M3*. [online]. [online]. Dostupné na: <https://data.oecd.org/money/broad-moneyM3.htm> [cit. 2018-02-28].
- OECD. (2018b). *Data: Inflation (CPI)*. [online]. Dostupné na: <https://data.oecd.org/price/inflation-CPI.htm> [cit. 2018-02-28].
- Peytrignet, M. (1999). *Swiss Monetary Policy under a Flexible Exchange Rate Regime: Monetary Targets in Practice*. Bank of Canada. [online]. Dostupné na: <http://www.bankofcanada.ca/wpcontent/uploads/2010/08/peytrignet-final.pdf> [cit. 2018-02-06].
- Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, A. (2006). Modelling the relationship between budget deficits, money supply and inflation in Fiji. *Pacific Economic Bulletin*, 21(2), s.103-116. [online]. Dostupné na: [https://www.researchgate.net/profile/Seema\\_Narayan/publication/255855464\\_Modelling\\_the\\_Relationship\\_between\\_Budget\\_Deficits\\_Money\\_Supply\\_and\\_Inflation\\_in\\_Fiji/links/58c0997aaca2720944fdaca1/Modelling-the-Relationship-between-Budget-Deficits-Money-Supply-and-Inflation-in-Fiji.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Seema_Narayan/publication/255855464_Modelling_the_Relationship_between_Budget_Deficits_Money_Supply_and_Inflation_in_Fiji/links/58c0997aaca2720944fdaca1/Modelling-the-Relationship-between-Budget-Deficits-Money-Supply-and-Inflation-in-Fiji.pdf) [cit. 2019-06-21].
- Revenda, Z. (2011). *Centrální bankovníctví*. 3. vydání, Praha: Management Press.
- Svensson, L. E. O. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European economic review*, 41(6), 1111-1146. DOI 10.1016/S0014-2921(96)0005 5-4
- Svensson, L.E.O. (2000). *The zero bound in an open economy: A foolproof way of escaping from a liquidity trap*. National Bureau of Economic Research. [online]. Dostupné na: <http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/mes/2001/me19-s1-11.pdf> [cit. 2018-11-14].
- Swiss National Bank. (2018). *Monetary policy by year*. [online]. Dostupné na: [https://www.snb.ch/en/i/about/monpol/id/monpol\\_current#t3](https://www.snb.ch/en/i/about/monpol/id/monpol_current#t3) [cit. 2018-11-14].

Trecrosi, C., Vega, J.L. (2002). The information content of *M3* for future inflation in the euro area. *Review of World Economics*, 138(1), s. 22-53. [online]. Dostupné na: <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2F02707322.pdf> [cit. 2017-07-07].

### **Kontaktní adresa**

#### **doc. Ing. Liběna Černohorská, Ph.D.**

Univerzita Pardubice, Fakulta ekonomicko-správní, Ústav ekonomických věd,  
Studentská 84, 532 10 Pardubice, Česká republika

E-mail: [libena.cernohorska@upce.cz](mailto:libena.cernohorska@upce.cz)

Tel. číslo: +420466036452

#### **Ing. Petr Maléř**

Univerzita Pardubice, Fakulta ekonomicko-správní, Ústav ekonomických věd,  
Studentská 84, 532 10 Pardubice, Česká republika

Received: 10. 09. 2019, reviewed: 19. 11. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# MANAGEMENT STRUCTURE IN THE PERFORMANCE OF POLISH MUTUAL FUNDS: DOES TEAM SPIRIT MATTER?

Dariusz Filip

**Abstract:** *This paper focuses on finding answers to two questions. The first one asks if there are any significant differences in performance between solo-managed and team-managed funds. The second one is supposed to establish whether a management structure can be treated as a determinant of returns generated by mutual funds operating in Poland. The study was conducted on the basis of 835 annual observations, 388 of which concerned solo-managed funds and 447 – team-managed funds, in the period 2000-2017. The returns were calculated by means of a few popular measures of abnormal returns regarding the stock picking ability of fund managers. The methodological procedure consisted of four research tools which ensured a greater certainty of the statistical inference. The findings show that there are insignificant discrepancies in the performance of funds characterized by a different number of managers, yet they are noticeable in very few annual periods. The results obtained as an effect of determining the influence of a management structure on performance are statistically insignificant, which means that the examined variable is not a determinant of performance, at least as far as Polish circumstances are concerned.*

**Keywords:** *performance, managers, team-managed funds, solo-managed funds.*

**JEL Classification:** *G20, G23, G40.*

## Introduction

The mutual fund industry has experienced indisputable growth in developed markets over the past several decades. The same can be said about developing economies, including Poland, where it has become a significant segment of the domestic financial market. Collective investment markets have undergone noticeable changes in the context of organizational aspects. One of them is management structure, which has converted into multiple-manager entities handling asset portfolios, especially in recent years. This means a departure from individual management towards increasingly more popular team management. Funds themselves have begun to provide prospective investors with the information about the expected benefits of team management of a fund seeing it as a chance for better investment results (cf. Miziołek, 2000).

The aim of this study is to examine whether there are any significant differences in the performance of funds managed by an individual and by a group, and establish whether management structure can be treated as a determinant of returns. Therefore, our paper makes a number of important contributions to the relevant literature. First, we compare the performance of solo-managed and team-managed funds by means of a proprietary database containing unique variables describing Polish mutual funds with organizational aspects taken into consideration. Afterwards, we use measures of abnormal returns regarding the stock picking ability of fund managers, including conditional and multifactor models, which have still been rarely calculated in CEE

markets. Finally, our methodological procedure consists of four research tools which ensure a greater certainty of statistical inference. We believe that the investigated issue should be of interest to both individual investors and fund families from the practical perspective.

## **1 Statement of a problem**

The mentioned trend might arise from two premises. Firstly, as shown by studies in the field of social psychology and management, decisions made by individuals differ from ones made by teams with respect to the riskiness and extremity of an individual's behavior (cf. Cooper & Kagel, 2005). This can manifest in particular in the phenomenon of group conformity consisting in individuals resigning from more extreme subjective views in favor of consensus solutions and trying to find a balance in order to reach a compromise (cf. Sah & Stiglitz, 1991). When translated into the area of investment portfolio management, such a phenomenon indicates avoidance of extreme investment strategies by a group, which could bring serious fluctuations of performance, including undesirable losses, to investors.

It is usually overlooked, however, that the so-called group-polarization effect, explained as the tendency for groups to make decisions that are more extreme than the initial attitude of an average group member (Cheng & Chiou, 2008), can occur in groups. Where the so-called risk seekers, who are persuasive individuals with a greater willingness to take risks, join a team, the group might become prone to make too bold investment decisions. This is the grounds on which the relevant literature has developed two contradictory hypotheses. One, called "the diversification of opinion hypothesis", assumes that work group decisions include the average opinion of its members and they are less extreme and more balanced (cf. Baer et al., 2007). The opposite is named "the group shift hypothesis", which results from the observation that teams make more extreme decisions than individuals.

The other reason for funds moving towards group management of investment portfolios stems directly from pragmatic motives of fund families. When a fund is solo-managed, its manager might become popular thanks to his or her good performance and the clients who are aware of the fact could follow him or her to another investment entity. In such a case the fund itself might experience high outflows.

In general, a management structure could mean a management form or a management team size. Team management is characterized by a variety of investment styles and a fair judgment concerning the selection of securities. Moreover, members of a team managing an investment portfolio improve their professional skills and knowledge by sharing experience and opinions. Funds managed collectively are able to analyze a greater amount of data. Moreover, the so-called "team spirit" may bring desirable effects in the form of higher returns. However, team management may account for a longer decision-making by managers who sometimes have problems reaching a consensus, which is never the case with single managers. One of the disadvantages of team management is the diffusion of responsibility, which is related to the agency problem (cf. Perez & Szymczyk, 2018). In other words, members of a team managing a fund take responsibility for the results collectively rather than individually. Furthermore, managers of collectively managed funds could feel anonymous, which theoretically might have a negative influence on performance. In fact, it could be argued that all funds

can be treated as team-managed. This may be due to many analysts and support staff working together on collecting and analyzing data. The differences are only in the number of individuals making the final transaction decisions.

As indicated by studies on the border of psychology and management, the potential benefits obtained for larger decision-making units might be reduced or even overcompensated. This might result from group decision-making processes and in particular from the pursuit of unanimity, coordination of actions and communication costs, which might reduce outcomes. Based on these points, we can investigate some differences in performance between individually and team-managed funds (cf. Liu et al. 2014). Therefore, our first hypothesis reads:

*H1: There are no significant differences in performance between solo-managed and team-managed funds.*

As regards substantial differences in the performance of individually and team-managed funds, they might lead to the conclusion that fund management structure will be a determinant of investment returns, which might be consistent with the observations made in the relevant literature (e.g. Ding & Wermers, 2009) that managerial attributes have an impact on the achieved performance. However a lot of studies provided contradictory findings (e.g. Prather et al., 2001; Han et al., 2017; Bertin & Prather, 2009) and hence it seems extremely interesting to examine the impact of an organizational structure on performance in the context of the Polish market as a CEE representative one. Therefore, our second hypothesis reads:

*H2: There is no significant relationship between fund management structure and performance.*

Some relations between fund management structure and performance, e.g. a relationship in the context of economic cycles, were observed in other studies (cf. Karagiannidis, 2010). It will be particularly interesting to reveal how the relationships have changed over time in Poland especially before and after financial crises. These facts lead to the following hypothesis:

*H3: There is no impact of the financial market situation on the differences in performance of individually and team-managed funds.*

To our knowledge, most of the previous studies concerning the investigated issue have so far been conducted using mainly U.S. equity mutual fund data. The links between organizational attributes, such as fund management structure and performance, have not been examined in the existing literature on CEE mutual fund research. Hence, this paper attempts to fill in the gap in the literature by offering the first study of the effect of management structure on the performance of Polish mutual funds.

## **2 Data description and empirical design**

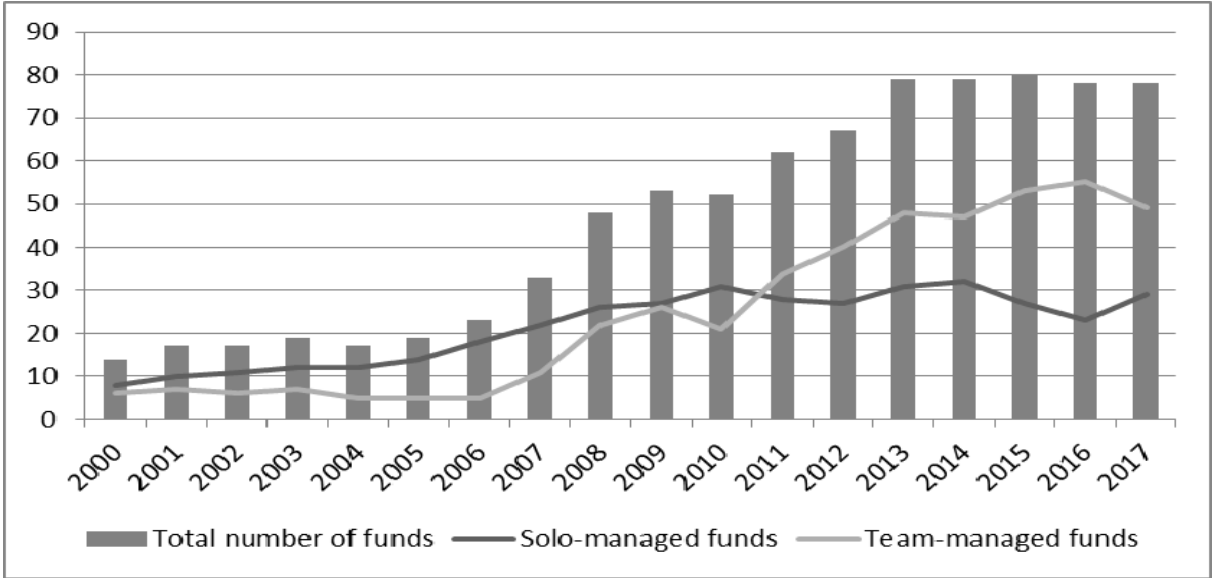
### **2.1 Dataset**

The collected database consisted of two types of information. One dataset was made of the monthly prices of units in individual open-end mutual funds operating in Poland in the period under examination. Domestic funds, which contained mainly equity instruments in their portfolios, were distinguished from the set. The other set encompassed the information about the persons managing individual funds. Therefore, it was possible to form subgroups of individually and collectively managed funds.



Both datasets were obtained from the Analizy Online web service, an organization collecting data on the mutual funds operating in Poland. Since the data provider does not publish records concerning non-existent funds, we decided to add some information about monthly returns and management teams of the funds from fund families' websites. As a result of the hand collection activities was a survivorship bias-free sample. Our sample period covers the years from 2000 to 2017. Ultimately, the dataset used in the research concerned 98 equity funds managed by 275 managers in total, which permitted 835 annual observations, 388 of which regarded solo-managed funds and 447 – team-managed ones. Figure 1 presents the total number of mutual funds in our sample for each year separately with a division into solo- and team-managed funds. In comparison to the number of funds registered by the Chamber of Fund and Asset Management (IZFiA), a mutual fund association in Poland, it seems that our sample is highly representative.

**Fig. 1: Changes in management structure in the Polish mutual fund industry on the basis of domestic equity funds**



*Source: Author's compilation.*

In the group of funds managed collectively, the average management team size was below 3.5 persons over the entire research period although an increase in the number of management team members was noticeable in the final years of the analysis. The biggest teams were composed of even as many as 10 managers. This confirmed the trend of changes in the mutual fund industry in Poland and a slow shift towards a one-person portfolio management structure, which is consistent with the trends recorded in the United States. As noticed by Patel and Sarkinssian (2017), more than 70% of U.S. domestic equity funds have been team managed in recent years, whereas on the Chinese fund market this relation was reverse until lately (cf. Chen et al., 2018). At the end of 2017, team-managed funds in the Polish domestic equity funds constituted over 60%.

**2.2 Measurement**

The database concerns unit prices of mutual funds in monthly periods. These data allowed the calculation of risk-adjusted returns regarding the stock picking ability of

fund managers. The first measure for evaluating the effects of asset management was the alpha from the three-factor model. In this case, the risk-adjusted return was calculated as an intercept of the CAPM with mimicking factors on the Polish capital market. The Fama-French (1993) measure is calculated from the following formula:

$$FamaFrench_{i,t} = r_{i,t} - (r_{f,t} + (r_{m,t} - r_{f,t})\beta_{m,t} + (r_{SMB} - r_{f,t})\beta_{i,SMB} + (r_{HML} - r_{f,t})\beta_{i,HML}) \quad (1)$$

where:  $FamaFrench_{i,t}$  is the measure of abnormal return of fund  $i$  in period  $t$ ;  $r_{m,t}$  is the return on the local equity market benchmark in period  $t$ ;  $r_{f,t}$  stands for the mean risk-free return over the analogous period;  $r_{SMB}$  is the simple excess return on the  $SMB$  portfolio in period  $t$ , which means the difference in the returns between a small stocks portfolio and a big stocks portfolio;  $r_{HML}$  is the simple excess return on the  $HML$  portfolio interpreted as the difference in the returns between a high book-to-market portfolio and a low book-to-market portfolio in period  $t$ ;  $\beta_{i,SMB}$  and  $\beta_{i,HML}$  are the measures of sensitivity of the fund return to changes in the  $SMB$  and  $HML$  factor returns, respectively.

The next ratio used was the Carhart measure (1997). In this case, the risk-adjusted return was calculated also as an intercept of the asset pricing model but for its four-factor equation. The mentioned author expanded Fama and French's three-factor procedure by the momentum effect according to the following formula:

$$Carhart_{i,t} = r_{i,t} - (r_{f,t} + (r_{m,t} - r_{f,t})\beta_{m,t} + (r_{SMB} - r_{f,t})\beta_{i,SMB} + (r_{HML} - r_{f,t})\beta_{i,HML} + (r_{UMD} - r_{f,t})\beta_{i,UMD}) \quad (2)$$

where:  $Carhart_{i,t}$  is the measure of abnormal return on fund  $i$  in period  $t$ ;  $r_{UMD}$  is the simple excess return on the  $UMD$  portfolio, which means the difference in returns between a portfolio of past one-year winners and a portfolio of past one-year losers in period  $t$ ;  $\beta_{i,UMD}$  is the measure of sensitivity of the fund return to changes in the  $UMD$  factor returns.

The last measure of return was Jensen's alpha, calculated as an intercept of an appropriately constructed one-factor model. However, we decided to use a conditional version of the one-factor model. It was valid because a portion of the market information is unavailable to all investors at the same time. Therefore, the applied ratio, which allowed for variables that responded to public information, was based on the study by Ferson & Schadt (1996). When implementing a conditional CAPM, a set of publicly available macro-factors, such as the predetermined market dividend yield ( $DY$ ), the rate of 52-week treasury bills ( $TB$ ), and the nominal exchange rate ( $FX$ ), were engaged. The conditional model can be expressed with the following formula:

$$CondAlpha_{i,t} = r_{i,t} - (r_{f,t} + (r_{m,t} - r_{f,t})\beta_{m,t} + (r_{m,t} - r_{f,t})z_{t-1}\beta'_{m,t}) \quad (3)$$

where:  $CondAlpha_{i,t}$  is the conditional alpha of fund  $i$  in period  $t$ ;  $\beta'_{m,t}$  is the vector measuring the sensitivity of beta to the vector of public information variables;  $z_{t-1}$  is the difference between the realization of macroeconomic variables (public information) and their unconditional average. The portfolio beta in this case can be written as follows:

$$\beta = \beta_{m,t} + z_{t-1}\beta'_{m,t} = \beta_{m,t} + DY_{t-1}\beta'_{1,t} + TB_{t-1}\beta'_{2,t} + FX_{t-1}\beta'_{3,t} \quad (4)$$

In order to obtain yearly returns, the observations related to the estimations of all risk-adjusted returns were made on a monthly basis. The study adopted the annualized return on the stock market portfolio, which was the main local market index (WIG). The benchmark's data were gathered from the Warsaw Stock Exchange (GPW), while the data on the macro-factors used in the conditional version of CAPM came from monthly reports of the GPW's and the National Bank of Poland's websites. However, the applied macroeconomic variables were one-month lagged. There was a difficulty with collecting the mentioned macro-factors for conditional alphas. As the market dividend yield (*DY*) had been reported by the Warsaw Stock Exchange only since 2002, we decided to omit two first years of the timeframe for the last applied measure. The values of factor-mimicking portfolios (*SMB*, *HML* and *UMD*) were obtained from a generally available website: <http://adamzaremba.pl/downloadable-data/> (cf. Zaremba & Konieczka, 2017). A proxy for the riskless rate was the weighted average yield on 13-week T-bills sold at auctions. The data of risk-free rates were derived from the International Financial Statistics quarterly reports prepared by the International Monetary Fund.

### 2.3 Research procedure

The methodological procedure consisted of four research tools, which ensured a greater certainty of the statistical inference. The approaches employed in the first group were the classical parametric test and two nonparametric tests to compare two unpaired sets of data. They were an element of the research procedure permitting the verification of *Hypothesis 1*, which refers to the differences in abnormal returns between solo-managed funds and team-managed funds. The methods used to this end were as follows:

- the two-sample *t*-test applied to the examination of the significance of the difference in means, which assumes unequal variances. If the means of independent samples vary sufficiently from each other, the population means are declared to be different. The well-known parametric test is one of the main inferential methods;

- the Mann-Whitney *U* test for the difference between two population medians. It assumes that the data are independent random samples from two distinct populations and have the same shape and identical distributions. The non-parametric test computed based on rank sums is a proper tool in the case of data that are not normally distributed;

- the Kolmogorov-Smirnov two-sample (KS) test for the hypothesis that two unpaired groups of data have the same distribution, without specifying what that distribution is. The KS is a nonparametric test that compares the cumulative distribution of the two data sets, and enables the computation of a *p*-value that depends on the largest discrepancy between distributions.

For all three tests, the null hypothesis verification consisted in determining whether the two independent samples were selected from populations having the same distribution. The samples consisted of entities classified as solo-managed funds and team-managed funds. In order to take the influence of the financial market situation on differences, if any, of fund groups' rates of return, the abovementioned tests were carried out for each year in the research period. This means that there is an indirect possibility to verify also *Hypothesis 3*.

The second group of approaches comprises regression analysis, which permits determination of the impact of management structure on the achieved returns (cf. Prather & Midelton, 2002). A relatively high number of yearly observations enables the use of panel models consisting of a time series for each cross-sectional entity in the data set to this end. The employed estimation procedure is static models with fixed effects. The nature of the applied models with management structure and size of the structure used as proxies is specified as follows:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \varepsilon \quad (5)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{Size} TeamSize_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \varepsilon \quad (6)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \beta_{IROS} R_{IROS,t} + \varepsilon \quad (7)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{Size} TeamSize_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \beta_{IROS} R_{IROS,t} + \varepsilon \quad (8)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \beta_{IROS} R_{IROS,t} + \beta_{MSCI} R_{MSCI,t} + \varepsilon \quad (9)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_{Team} Team_{i,t} + \beta_{Size} TeamSize_{i,t} + \beta_{WIG} R_{WIG,t} + \beta_{IROS} R_{IROS,t} + \beta_{MSCI} R_{MSCI,t} + \varepsilon \quad (10)$$

where:  $Team_{i,t}$  is management structure created as a dummy variable which takes the value of one if the mutual fund is team-managed and the value of zero if the mutual fund is solo-managed;  $TeamSize_{i,t}$  is team size of fund  $i$  and it was measured as the number of managers in the team;  $R_{WIG,t}$  is the return on the local equity market benchmark in period  $t$  (WIG);  $R_{IROS,t}$  is the return on the local bond index (IROS);  $R_{MSCI,t}$  is the return on the foreign stock index (MSCI World);  $\beta_{WIG}$ ,  $\beta_{IROS}$  and  $\beta_{MSCI}$  are the values of sensitivity to benchmark WIG, IROS and MSCI, respectively;  $\varepsilon$  is a random error.

We decided to apply a few alternative models, where management structure and team size were used as regressors of performance in order to reduce the sensitivity of the obtained results to the benchmark used as a proxy of the market return. Starting from a single benchmark model (5-6), we modified the approach of Prather, Bertin and Henker (2004) with two additional benchmarks (7-10): bond index and foreign stock index, to minimize the potential benchmark error. The employed approach permitted the verification of *Hypothesis 2*. The verified null hypothesis states that management structure does not affect the achieved returns. In this case, the estimated  $\beta_{Team}$  parameter equals 0, which indicates the absence of the mentioned influence and confirms that a management manner is not a determinant of performance. Moreover, it was possible to establish whether mutual fund performance was related to the size of management teams ( $\beta_{Size}$ ). We used Arellano's procedure in order to correct the problems of heteroskedasticity and autocorrelation (HAC). Additionally, the study used the Wald statistic to examine the joint significance of several coefficients and the Doornik-Hansen test to check the normality of the residuals.

### 3 Empirical results

The assumptions made allowed the verification of the formulated hypotheses by means of various research tools which enabled a greater degree of certainty of statistical inference. First, *Hypothesis 1*, which refers to differences in the performance achieved by funds managed individually and funds managed by a team, was subject to verification. Testing differences in means, medians, and distributions of two independent samples with the use of the following tests:  $t$ , Mann-Whitney, and Kolmogorov-Smirnov, respectively, in the individual years of the timeframe of the



The division of funds into solo-managed and team-managed, which arose from the management structure adopted by a given fund and the reference to the investment returns generated in the abovementioned samples, permitted the verification of *Hypothesis 1*. As follows from Table 1, the obtained results were ambiguous. The employment of three tools for testing differences in the achieved abnormal returns, measured in several manners, resulted in the necessity to discuss the obtained findings for each of the applied methods separately. As a preliminary remark, it needs to be noted that the findings coming from the first tool (the  $t$  test) should be treated with caution due to the unsatisfied assumptions of the parametric tests, and in particular the assumption about normally distributed data. Nevertheless, significant differences in the mean values of the returns generated by solo-managed funds and team-managed ones were noticeable in very few annual subperiods. The results were not, however, robust to the employed performance measures. Similarly, in the case of the whole timeframe of the research, the significance of the difference in means for a two-sided  $p$ -value was observable only for the Carhart measure from the four-factor model. The findings correspond well with most observations occurred in the literature. For example, Prather and Middleton (2002) showed that investment effects of group and individual management are similar. Moreover, Bliss et al. (2008) found that there is no evidence that teams invest better.

In the case of the data that are not normally distributed and may include many outliers, non-parametric tests were applied. The two-sample rank test for the difference between two population medians indicated that significant differences in abnormal returns of unequal groups of funds were observed only in 2006 and 2011 for both the Fama-French and the Carhart measures. There are some significant results obtained on the basis of conditional alphas but they came from other yearly periods. The differences in the distributions of samples calculated with the use of the Mann-Whitney  $U$  test in the total period under study were noticed only by means of the Carhart ratio and conditional alpha. Therefore, significant differences in abnormal returns of group-managed funds for a few cases seemed to be random rather than depend on the financial market situation. It seems interesting since some differences in performance were observed in the context of economic cycles in developed (Karagiannidis, 2010) as well as developing markets (Huang & Shi, 2013).

The tool that is sensitive to any differences in the shape of distribution, spread or median, is the Kolmogorov-Smirnov two-sample test. Compared to the previous rank test, the results of the KS test were more in favor of the rejection of *Hypothesis 1*. They were observed in the total study period as well as in several yearly sub-periods. However, in most annual periods, significant differences in the distributions of the results measured in three ways did not overlap for the examined period. Therefore, the conclusions are ambiguous due to the weak robustness of the results. It means that the *Hypothesis 3* on the impact of the financial market situation on the differences in the performance of individually and team-managed funds should not be rejected. Thus, it should be mentioned that the contrary conclusions are frequently seen in the literature (e.g. Han et al., 2017; Mamatzakis & Xu, 2016).

Based on the results obtained in this part, that is lack of substantial differences in abnormal returns regarding the stock picking ability of individually and group-managed funds, it will be difficult to obtain the evidence for the impact of

management structure on performance. Nevertheless, for the sake of reporting, Tab. 2 presents the results of the analysis of a relationship between mutual fund management structure and performance.

**Tab. 2: The influence of mutual fund management structure on performance**

	one-index model (1)	one-index model (2)	two-index model (3)	two-index model (4)	three-index model (5)	three-index model (6)
const	-0.053690 *** (0.007591)	-0.047225 *** (0.011467)	-0.018650 (0.013349)	-0.008194 (0.016234)	-0.046664 *** (0.012634)	-0.042394 ** (0.017694)
$\beta_{Team}$	0.001763 (0.013645)	0.011175 (0.016847)	-0.002133 (0.014991)	0.011952 (0.018039)	0.002574 (0.013892)	0.007786 (0.016992)
$\beta_{TeamSize}$		-0.00499133 (0.006188)		-0.00751263 (0.006046)		-0.00281173 (0.006616)
$\beta_{WIG}$	0.985194 *** (0.024020)	0.984447 *** (0.024029)	0.968211 *** (0.023980)	0.966736 *** (0.024000)	0.985537 *** (0.023257)	0.984764 *** (0.023274)
$\beta_{IROS}$			-0.530430 *** (0.154994)	-0.541392 *** (0.155504)	-0.957312 *** (0.137009)	-0.955970 *** (0.136657)
$\beta_{MSCI}$					1.287360 *** (0.167833)	1.270950 *** (0.175707)
Funds	98	98	98	98	98	98
Observations	835	835	835	835	835	835
R-squared	0.7906	0.7908	0.7979	0.7983	0.8063	0.8064
Adj. R-squared	0.7776	0.7778	0.7854	0.7858	0.7943	0.7944
Wald test	841.1460	560.2850	547.4960	410.6430	493.2070	393.5550
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Doornik-Hansen test	117.4730	116.6980	108.4220	107.2950	94.9242	94.5793
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Note: \*\*\*, \*\*, \* indicate significance at 1%, 5% and 10% levels, respectively. Robust standard errors are given in parentheses.

Source: own study.

Tab. 2 presents the findings made with the use of several models which treated management structure and management team size as determinants of returns generated by mutual funds. The results obtained with the use of neither the single-benchmark model nor multifactor models provided evidence for a significant influence of the *Team* and *TeamSize* variables on the achieved performance. It means that there is no relationship between mutual fund management structure or its size and returns. Therefore, it does not matter whether a Polish equity fund is managed individually or by a team, and team spirit does not matter either, at least as far as Polish circumstances are concerned. *Hypothesis 2* should be strongly confirmed. Also, the lack of statistically significant evidences of the impact of fund management structure on outcomes was observed by Golec (1996), Prather et al. (2004) and Du et al. (2009).

In summary, the empirical results are consistent with the classical decision-making theory providing that the fund management manner does not contribute to any differences in the generated investment returns. Its contradiction, i.e. the behavioral decision-making theory, was not noticed in fund performance, and hence the findings supported the efficient market hypothesis. This does not mean, however, that teams do not make superior investment decisions in other areas, e.g. on extremity or riskiness, yet this needs to be examined separately.

#### 4 Summary and implications for future research

This study focuses on finding answers to two questions. One is related to the possible differences in performance between solo- and team-managed funds. The other one is supposed to establish whether management structure can be treated as a

determinant of returns generated by mutual funds operating in Poland. The above issues seem very interesting since organizational and managerial attributes start to be perceived as characteristics which might determine differences in the performance achieved by mutual funds. It was decided to use a set of measures of abnormal returns regarding the stock picking ability of fund managers, including conditional and multifactor models, in this study, which could prove some originality of the result measurement method. Moreover, four research tools were employed in our methodological procedure in order to ensure a greater certainty of statistical inference.

In the sample of 98 domestic equity funds, we observed some differences in performance of individually and team-managed funds only in a few subperiods between 2000 and 2017. However, they should not serve as guidance on how to choose funds with superior performance for individual investors. In principle, a fund management manner (by an individual vs. by a team) does not lead to differences in the generated investment returns. In addition, the impact of short-term market trends on various phenomena related to performance, which has been noticed in the existing literature, has not been confirmed here either.

Furthermore, management structure should not be treated as a determinant of returns generated by mutual funds operating in Poland. We have found no evidence that teams, regardless of the size of the portfolio management team, make better investment decisions. Hence, the findings support the classical decision-making theory rather than the behavioral decision-making theory. One possible explanation of our results is that, due to quite frequent changes on the position of portfolio manager in the Polish mutual fund industry, teams which start working together do it only temporarily, until the next change on the position of manager. In consequence, they do not have enough time to benefit from the groupthink phenomenon or at least be a part of team spirit. Outperformance, if any, of solo- or team-managed funds seems random and therefore our findings are consistent also with the efficient market hypothesis.

The paper contributes to the fast-growing literature concerning the relationship between organizational and managerial characteristics and fund performance by providing one of the first studies in European developing markets in terms of management structure. This study takes the first step towards studying the performance of solo- and team-managed funds separately in the context of Polish mutual funds. A further study may be carried out with the inclusion of more factors, especially the information when a change of fund managers or exchange of a team member took place, in order to capture modifications in team spirit. Furthermore, some other areas of differences should be examined in relation to CEE markets. The earliest findings suggest that the effect of team management is greater diversification of judgments, and hence return increase with the simultaneous risk reduction (Sharpe, 1981; Barry & Starks, 1984; Sah & Stiglitz, 1991). Additionally, according to more contemporary scholars, teams are able to handle larger amounts of information better and have a wider range of specialized skills, experience and knowledge among their individual team members, especially when the specialists are fully integrated in teams (Dass et al., 2013).



The results not only provide supporting evidence for this theoretical insight but also have important implications for fund management companies and individual investors. We are convinced that the former could interpret the findings in favor of the hypothesis that there are no superior individuals and managers can exchange their experience and improve their skills as team members. We also believe that mutual funds' clients deeply understand market rules and are aware that management structure is not a proxy for abnormal returns. On the other hand, the behavioral decision-making theory, which has its roots in social psychology, indicates certain inefficiencies and biases (e.g. social loafing) related to less effort of individuals when they are members of a group as compared to situations where they work independently. Besides, fund companies might treat management teams as training grounds for inexperienced but promising managers (e.g. Pizzani, 2004).

### **Acknowledgement**

This contribution was supported by the National Science Center (NCN), Poland, project no. 2014/15/D/HS4/01227, "Determinants of Mutual Fund Performance: Managerial characteristics and fund attributes".

### **References**

- Baer, M., Niessen, A., Ruenzi, S. (2007). The impact of work group diversity of performance: Large sample evidence from the mutual fund industry. Centre for Financial Research (CFR) Cologne Working Paper.
- Barry, C., Starks, L. (1984). Investment Management and Risk Sharing with Multiple Managers. *Journal of Finance*, 39, 477-491.
- Bertin, W.J., Prather, L. (2009). Management structure and the performance of funds of mutual funds. *Journal of Business Research*, 62(12), 1364–1369.
- Bliss, R., Porter, M., Schwarz, C. (2008). Performance characteristics of individually-managed versus team-managed mutual funds. *Journal of Portfolio Management*, 34(3), 110–119.
- Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
- Chen, R., Gao, Z., Zhang, X., Zhu, M. (2018). Mutual Fund Managers' Prior Work Experience and Their Investment Skill. *Financial Management*, 47(1), 3–24.
- Cheng, P.Y., Chiou, W.B. (2008). Framing Effects in Group Investment Decision Making: Role of Group Polarization. *Psychological Reports*, 102(1), 283–292.
- Cooper, D.J., Kagel, J.H. (2005). Are Two Heads Better than One? Team versus Individual Play in Signaling Games. *The American Economic Review*, 95(3), 477–509.
- Dass, N., Nanda, V., Wang, Q.H. (2013). Allocation of decision rights and the investment strategy of mutual funds. *Journal of Financial Economics*, 110(1), 254–277.
- Ding, B., Wermers, R. (2009). Mutual Fund Performance and Governance Structure. The Role of Portfolio Managers and Boards of Directors. Working paper no. 228617873 [researchgate].
- Du, D., Huang, Z., Blanchfield, P.J. (2009). Do fixed income mutual fund managers have managerial skills? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 378–397.
- Fama, E.F., French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- Ferson, W.E., Schadt, R.W. (1996). Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. *The Journal of Finance*, 51(2), 425–461.

- Golec, J.H. (1996). The effects of mutual fund managers' characteristics on their portfolio performance, risk and fees. *Financial Services Review*, 5(2), 133–147.
- Han, Y., Noe, T., Rebello, M. (2017). Horses for courses: Fund managers and organizational structure. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6), 2779–2807.
- Huang, X., Shi, Q. (2013). Explaining the performance of Chinese equity funds. Paper presented at 21st Pacific Basin Finance, Economics, Accounting and Management Conference, Melbourne, Australia.
- Karagiannidis, I. (2010). Management team structure and mutual fund performance. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 20(2), 197–211.
- Liu, Q., Yang, K., Zhou, Y.G. (2014). The effect of management team characteristics on performance and style extremity of mutual fund portfolios. *Journal of Industrial Engineering and Management*, 7(1), 294–310.
- Mamatzakis, E. Xu, B. (2016). Managerial attributes and equity mutual fund performance. Evidence from China. MPRA Paper No. 76139, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/76139/>.
- Miziołek, T. (2000). Skarbiec zdetronizował Pioniera. *Nasz Rynek Kapitałowy*, 11(119), 83–88.
- Patel, S., Sarkissian, S. (2017). To Group or Not to Group? Evidence from Mutual Fund Databases. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(5), 1989–2021.
- Perez, K., Szymczyk, Ł. (2018). High management fees with no relation to mutual fund performance. Case of Poland, Working paper no. 329830756 [researchgate].
- Pizzani, L. (2004). Nations Funds Boots Team-Managed Concept. *Money Management Executive*, 12(47), 8–14.
- Prather, L., Bertin, W.J., Henker, T. (2004). Mutual fund characteristics, managerial attributes, and fund performance. *Review of Financial Economics*, 13, 305–326.
- Prather L.J., Middleton, K.L. (2002). Are N+1 heads better than one. The case of mutual fund managers. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 47, 103–120.
- Prather, L.J., Middleton, K.L., Cusack, A.C. (2001). Are N+1 heads better than one? The timing and selectivity of Australian-managed investment funds. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9, 379–400.
- Sah, R.K., Stiglitz, J. (1991). The Quality of Manager in Centralized versus Decentralized Organizations. *Quarterly Journal of Economics*, 106(1), 289–295.
- Sharpe, W. (1981). Decentralized investment management. *Journal of Finance*, 36, 217-234.
- Zaremba, A., Konieczka, P. (2017). Size, Value, and Momentum in Polish Equity Returns: Local or International Factors? *International Journal of Management and Economics*, 53(3), 26–47.

## Contact Address

### Dariusz Filip, PhD

Cardinal Stefan Wyszyński University in Warsaw (UKSW), Department of Finance  
 Address: Wóycickiego Str. 1/3, bl. 23, 01-938 Warsaw, Poland  
 Email: [d.filip@uksw.edu.pl](mailto:d.filip@uksw.edu.pl)

Received: 27. 02. 2019, reviewed: 11. 07. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# POSTOJE PODNIKŮ K ŘÍZENÍ KLÍČOVÝCH POZIC A ZAMĚSTNANCŮ

## COMPANIES ATTITUDES TOWARD KEY POSITIONS AND EMPLOYEES MANAGEMENT

Petra Horváthová, Šárka Velčovská, Lenka Kauerová

**Abstract:** *An essential role in achieving or maintaining the competitiveness of any company is played by key employees. Therefore, businesses should pay attention to them. The article aims to identify the attitudes of companies operating in the manufacturing industry of the Moravian-Silesian region to management key positions and employees in the business environment and to present a proposal for a procedure for its effective and practical implementation and application. Data were collected on a sample of 105 enterprises. The current situation of using the management system of key positions and employees as well as the attitudes of the companies towards the implementation of the new system was evaluated, based on the results of the research. There was a low rate of use of given system in these businesses, with two thirds of companies showing an interest in implementing the new system. In order to verify the existence of statistically significant differences between the variables, Fisher's exact test was used, and the Phi and Cramer's V coefficients were also calculated. The output of the article also includes a proposal for a procedure for the implementation and application of the management of key positions and employees in practice.*

**Keywords:** *Key Position, Key Employee, Process, System, Management, Manufacturing Industry.*

**JEL Classification:** *M12, M50.*

### Úvod

Klíčoví zaměstnanci hrají zásadní roli při dosahování výkonu a udržení stability každého podniku. Jejich odchod se může významně projevit na velmi citlivých místech jako je podnikatelská strategie, dosahování cílů, kultura podniku či morálka řadových zaměstnanců. Podnik může odchodem klíčových zaměstnanců utrpět výraznou finanční ztrátu či je dokonce ohrožena jeho existence. Naopak dobře zvládnuté, strategicky provázané a kvalitně prováděné řízení klíčových zaměstnanců i pozic se pro úspěšné podniky stává výraznou konkurenční výhodou. Podniky, které chápou význam řízení lidských zdrojů a kvality lidských zdrojů { XE "lidské zdroje" }, zejména těch klíčových, podniky, které si stanovily péči o klíčové pozice a klíčové zaměstnance jako jednu z priorit a mají možnost vyčlenit na tuto činnost určité finanční prostředky, by měly při řízení klíčových pozic a zaměstnanců { XE "lidské zdroje" } využívat komplexní a systematický přístup (Armstrong, 2016). Tento přístup zahrnuje a propojuje zejména procesy identifikace klíčových pozic, klíčových kompetencí, získávání klíčových zaměstnanců z interních i externích zdrojů, jejich kvalifikačního rozvoje a následného udržení v podniku (Horváthová, 2013).

Je potřeba si uvědomit, že řízení klíčových pozic a zaměstnanců nestojí v podniku osamoceně, vždy je velmi úzce propojeno s talent managementem; velmi významným přínosem řízení talentů je efektivnější plánování klíčových pozic a zajišťování zaměstnanců pro tyto pozice z interních zdrojů včetně jejich motivace a rozvoje. Výsledkem dobře fungujícího talent managementu, který ovšem musí být založen na modelu *Develop-Deploy-Connect (DDC)*, je pak existence dostatečného množství kandidátů – klíčových zaměstnanců – připravených pro práci na klíčových pozicích podniku. Model DDC, na rozdíl od tradičního lineárního modelu talent managementu, nezaměřuje svoji pozornost jen na získání a udržení, ale hlavně na rozvíjení schopností zaměstnanců, jejich rozmísťování v rámci organizace na taková místa, kde budou moci maximálně využít svůj potenciál a své schopnosti a jejich propojování s lidmi, kteří jim mohou být nápomocni při plnění jejich úkolů (Horváthová, 2013; Deloitte, 2006). Kvalitní řízení klíčových rolí a zaměstnanců je tedy podmíněno kvalitními procesy talent managementu (získání, rozvoj a udržení).

## 1 Formulace problematiky

Berger and Berger (2004) popisují klíčovou pozici jako takovou, kterou lze určit prostřednictvím čtyř kritérií – bezprostřednost (i krátkodobý výpadek zaměstnance na této pozici může znamenat vážné ovlivnění ekonomických nebo obchodních ukazatelů, např. výnosů, zisku společnosti, atd., ztrátu konkurenční výhody, omezení provozu, ohrožení procesů, produktů a služeb); jedinečnost (pozice vyžaduje od pracovníků takové kompetence, které jsou nebo budou pro společnost unikátní a specifické); poptávka (po tomto typu pozic je na pracovním trhu velká poptávka nebo se dá do budoucna očekávat); strategický dopad (výpadek kvalifikovaných zaměstnanců na konkrétních pozicích negativně ovlivní budoucí úspěch společnosti v delším časovém horizontu).

Na základě modelu *Skills-Based Workforce Segmentation Model* vycházejícího z nejvýznamnějšího koncepčního HRM modelu Lepaka a Snella (1999), Beames (2016) definuje klíčové pozice jako takové, které jsou charakteristické jak dovednostmi, které mají vyšší hodnotu (ovlivňují růst spokojenosti zákazníků, pokles nákladů, zlepšení kvality, zlepšení systémů a procesů, růst finanční výkonnosti, inovace produktů a služeb), tak jejich jedinečností (jsou pro organizaci specifické, těžko nahraditelné a konkurencí obtížné napodobitelné či duplikovatelné).

Podniky by měly klíčovým pozicím věnovat významnou pozornost, protože individuální výkon na těchto pozicích má rozhodující vliv na výkonnost celého podniku (Bodreau a Ramstad, 2007; Huselid, Beatty a Becker, 2005). Základní premisou pro definování klíčové pozice je to, že podnik bez ní nemůže plnohodnotně fungovat (Armstrong a Taylor, 2017; Cannon a McGee, 2011). Silzer a Dowell (2010) považují tyto pozice za jádro budoucího úspěchu podniku a dodávají, že je potřeba věnovat velkou pozornost získávání, hodnocení, rozvoji a udržení jednotlivců pro tyto pozice, tedy klíčovým zaměstnancům, a to napříč celou organizací. Armstrong (2010) dodává, že bez klíčových zaměstnanců je zásadním způsobem ohrožen chod podniku, jelikož bez nich není možno určité činnosti vůbec vykonávat. Lei (2009) a Morawski (2013) uvádí, že klíčoví zaměstnanci hrají významnou roli jako nejvýkonnější součást lidských zdrojů podniku, mají kvalitní odborné znalosti a dovednosti, které navíc dokáží sdílet se svými méně kompetentními kolegy, vyznačují se také vysokou úrovní sebeovládání a

schopnosti sebereflexe. Wang (2013) dodává, že kvalita klíčových zaměstnanců ovlivňuje nejen celkovou výkonnost podniku, ale i jeho pověst, značku a hodnotu kapitálu podniku. Při jejich odchodu z podniku mizí unikátní know-how, jejich znalosti a dovednosti a také dlouhodobě budované vztahy (Štverková a Křibíková a Humlová, 2012). Proto by každý podnik měl řídit tyto pozice a zaměstnance tak, aby si nejen udržel současné klíčové zaměstnance, ale aby si na tyto kritické, strategické pozice vychovával i vlastní nástupce (Cannon a McGee, 2011; Kreissl a Hemeda, 2016; Schlosser, 2015). Becker, Huselid a Beatty (2009) pak dokládají význam řízení klíčových pozic a zaměstnanců tvrzením, že nejrychlejší cestou k růstu bohatství akcionářů je růst výkonu klíčových zaměstnanců zastávajících právě klíčové pozice. Mikušová (2016) vidí význam klíčových pozic ve spojitosti s dlouhodobou udržitelností podniku.

Význam problematiky klíčových pozic a zaměstnanců potvrzuje nejen literární rešerše výše, ale i řada studií a výzkumů. Např. studie *North American Critical Talent Practices Survey* uvádí, že definice a obsazování kritických pozic bude v budoucnosti z hlediska konkurenceschopnosti podniku hrát mnohem významnější roli, než jak tomu bylo v minulosti a je v současnosti (Mercer, 2014). Dle studie *Rewriting The Rules for the Digital Age. 2017 Deloitte Global Human Capital Trends* podniky, které v současné době čelí měnícímu se kontextu pracovní síly a světa práce, by měly velkou pozornost věnovat strategiím lidského kapitálu, tedy tomu, jak organizují, řídí, rozvíjí a udržují své zaměstnance, zejména ty talentované a klíčové (Deloitte, 2017). V českém podnikatelském prostředí se této problematice věnoval např. výzkum *Czech CEO Survey 2018*. Ten považuje řízení kvalifikovaných klíčových zaměstnanců za strategický úkol, kterému by se měl věnovat management každého podniku (PwC, 2018). Škloudová (2016) konstatuje, že v českém prostředí nebývá komplexní a systematický přístup k řízení klíčových pozic a zaměstnanců uplatňován v dostatečné míře.

Jednou z příčin nízkého uplatňování takového přístupu v českém podnikatelském prostředí může být, dle názorů autorů článku, i absence postupu pro jeho zavedení a aplikaci. Proto se autoři rozhodli tento závěr ověřit průzkumem, jehož cílem je zmapování současných postojů k řízení klíčových pozic a zaměstnanců ve středních a velkých podnicích Moravskoslezského kraje působících ve zpracovatelském průmyslu. Identifikace zájmu podniků o systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců se pak stala podnětem pro návrh postupu zavedení a aplikace tohoto systému v praxi.

Podle autorům dosud známých skutečností nebyla takto zaměřená studie zatím realizována, a to ani v České republice, ani v zahraničí.

## **2 Metodologie a metody**

Pro zjištění situace, zda a do jaké míry střední a velké podniky zpracovatelského průmyslu v Moravskoslezském kraji řídí klíčové pozice a zaměstnance, byl realizován průzkum. Jeho cílem bylo zjistit stav, způsob a dobu využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců v podnicích a identifikovat případné příčiny nevyužívání systému, dále zjistit spokojenost se současným systémem řízení klíčových pozic a zaměstnanců a zjistit zájem o implementaci nového systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců.

Primární data byla shromažďována v dubnu 2018 metodou online dotazníkového šetření na základě strukturovaného dotazníku. V úvodu dotazníku bylo respondentům

vysvětleno, co je myšleno systémem řízení klíčových pozic a zaměstnanců, co je principem daného systému a jaké jsou jeho přínosy. Dotazník zahrnoval tři identifikační otázky (doba existence podniku, aktuální počet zaměstnanců, zahraniční majitel/podílník) a šest otázek týkajících se předmětu průzkumu, které byly jak uzavřené (využívání/nevyužívání systému, délka využívání systému, hodnocení úspěšnosti a přínosů využívání systému, zájem o implementaci nového systému), tak polouzavřené s možností dopsání vlastní odpovědi. Polouzavřené otázky byly využity za účelem zjištění současného způsobu řízení klíčových pozic a zaměstnanců v podniku a dále pro identifikaci důvodů nevyužívání tohoto systému.

Základní soubor tvořily všechny střední (51-250 zaměstnanců) a velké podniky (více než 250 zaměstnanců) působící dle klasifikace CZ-NACE ve zpracovatelském průmyslu v Moravskoslezském kraji. Ke dni 31. 12. 2017 to bylo celkem 366 podniků, z toho 259 (tj. 70,8 %) v kategorii středních a 107 (tj. 29,2 %) v kategorii velkých podniků (ČSÚ, 2018). Výběrový soubor zahrnoval 105 podniků (tj. 28,7 % podniků ze základního souboru) vybraných pomocí techniky kvótního výběru s ohledem na výše uvedenou strukturu podniků zpracovatelského průmyslu v Moravskoslezském kraji dle jejich velikosti. Výsledná struktura výběrového souboru dle velikosti podniku s odchylkou 0,6 % téměř odpovídá struktuře souboru základního (viz Tab. 1). Dotazování byli kompetentní zástupci personálních oddělení těchto podniků.

**Tab. 1: Struktura respondentů**

Proměnná		Absolutní četnost	Relativní četnost
Doba existence podniku	2-5 let	20	19,0 %
	6-10 let	27	25,7 %
	11-15 let	36	34,3 %
	více než 15 let	22	21,0 %
Aktuální počet zaměstnanců	51-250 zaměstnanců	75	71,4 %
	více než 250 zaměstnanců	30	28,6 %
Zahraniční majitel/podílník	ano	23	21,9 %
	ne	82	78,1 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

Data byla zpracována a analyzována v programu IBM SPSS Statistics 23.0. U vybraných otázek bylo provedeno třídění druhého stupně dle identifikačních znaků respondentů či relevantních proměnných. Vzhledem k malé velikosti vzorku byl pro ověření statisticky významných rozdílů mezi nominálními proměnnými použit Fisherův exaktní test na hladině významnosti 0,05 (McDonald, 2008). Hypotéza  $H_0$  předpokládá, že neexistují statisticky významné rozdíly mezi proměnnými; hypotéza  $H_1$  předpokládá závislost těchto proměnných. Pro prokázání síly vztahu mezi proměnnými byly počítány koeficienty Cramerovo V (pro nominální proměnné, je-li v kontingenční tabulce počet řádků nebo sloupců nebo obou větší než 2) a Phi (k určení míry asociace dvou dichotomických proměnných, tj. proměnných v čtyřpolní tabulce) (Rea a Parker, 2014). Koeficienty byly interpretovány následovně: 0,00-0,09 – zanedbatelná asociace, 0,10-0,19 – slabá asociace, 0,20-0,39 – mírná asociace, 0,40-0,59 – relativně silná asociace, 0,60-0,79 – silná asociace, 0,80-1,00 – velmi silná asociace (Rea and Parker, 2014).

### 3 Rozbor problému a diskuse

V souladu s cíli průzkumu jsou výsledky strukturovány do tří hlavních oblastí: 1) současná situace využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců v podnicích,

2) spokojenost se současným systémem řízení klíčových pozic a zaměstnanců a 3) zájem o implementaci nového systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců.

### 3.1 Současná situace využívání systému řízení klíčových pozic a klíčových zaměstnanců

V této části průzkumu byli respondenti dotázáni, zda, jak dlouho a jakým způsobem v současné době využívají systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Ze 105 oslovených podniků systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců využívá pouze 21,0 % (tj. 22) respondentů. Mezi podniky, které působí na trhu 6 – 10 let, systém využívá 37,0 % (10), a mezi podniky činnými na trhu 2 – 5 let je systém uplatňován čtvrtinou z nich (5). Téměř 90 % (51) podniků existujících 11 a více let systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců nevyužívá. Z hlediska majetkové struktury podniků bylo zjištěno, že systém aplikuje 34,8 % (8) podniků, které mají zahraničního majitele/podílníka, a jen 17,1 % (14) českých podniků. Dále, velké podniky s více než 250 zaměstnanci využívají systém častěji (30,0 %, tj. 9) než střední podniky s 51 až 250 zaměstnanci (17,3 %, tj. 13). Je tedy zřejmé, že systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců je běžnější ve velkých podnicích, v podnicích se zahraničním majitelem či podílníkem a působících na trhu méně než 10 let (viz Tab. 2).

**Tab. 2: Využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců dle typu podniku**

Charakteristika podniku		Využívání systému			
		Absolutní četnost		Relativní četnost	
		ano	ne	ano	ne
Doba existence podniku	2-5 let	5	15	25,0 %	75,0 %
	6-10 let	10	17	37,0 %	63,0 %
	11-15 let	4	32	11,1 %	88,9 %
	více než 15 let	3	19	13,6 %	86,4 %
Aktuální počet zaměstnanců	51-250 zaměstnanců	13	62	17,3 %	82,7 %
	více než 250 zaměstnanců	9	21	30,0 %	70,0 %
Zahraniční majitel/podílník	ano	8	15	34,8 %	65,2 %
	není	14	68	17,1 %	82,9 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

Pomocí Fisherova exaktního testu bylo potvrzeno, že neexistuje statisticky významný vztah mezi využíváním systému a dobou existence podniku, majitelem či podílníkem v podniku ani aktuálním počtem zaměstnanců, Exact Sig. > 0,05. Přijímáme tedy hypotézu  $H_0$ .

U respondentů, kteří systém řízení klíčových rolí a zaměstnanců mají, bylo zjišťováno, jak dlouho a jakým způsobem je využíván. Přibližně polovina (54,5 %, tj. 12) respondentů jej využívá méně než 2 roky, 45,5 % (tj. 10) respondentů se systémem pracuje 2-5 let. Dále se ukázalo, že 54,5 % (tj. 12) podniků systém aplikuje na základě zavedeného postupu a 45,5 % (tj. 10) podniků postupuje nesystematicky, dle aktuálních potřeb. Byla zjištěna závislost způsobu řízení klíčových pozic a zaměstnanců na délce využívání daného systému (Exact Sig. = 0,000), hodnota koeficientu Phi (Phi = 0,833) signalizuje velmi silnou asociaci mezi proměnnými. Zamítáme tedy hypotézu  $H_0$  a přijímáme alternativní hypotézu  $H_1$ . Podniky, které systém využívají krátkou dobu (do 2 let), aplikují nesystematický přístup (83,3 %, tj. 10), zatímco podniky využívající systém delší dobu (2-5 let) mají pro řízení klíčových pozic a zaměstnanců zavedený postup (100 %, tj. 10) respondentů, viz Tab. 3.

**Tab. 3: Způsob řízení klíčových pozic a zaměstnanců dle délky využívání systému**

Způsob využívání systému řízení klíčových rolí a zaměstnanců	Délka využívání systému			
	Absolutní četnost		Relativní četnost	
	méně než 2 roky	2-5 let	méně než 2 roky	2-5 let
na základě zavedeného postupu	2	10	16,7 %	100,0 %
nesystematicky, dle aktuálních potřeb	10	0	83,3 %	0,0 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

Způsob řízení klíčových pozic a zaměstnanců nezávisí na době existence podniku, na velikosti podniku (tj. současném počtu zaměstnanců) ani na majetkové struktuře podniku, Exact Sig. > 0,05, přijímáme tedy hypotézu  $H_0$ .

Respondenti bez systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců uváděli důvody pro jeho nevyužívání. Dvě třetiny z nich (68,7 %, tj. 57) uvedlo, že systém neznají, pro 15,7 % (13) je systém organizačně příliš náročný, 8,4 % (7) nepovažuje systém za vhodný pro jejich podnik a 7,0 % (6) vidí problém v nedostatku personálních zdrojů.

### 3.2 Hodnocení spokojenosti se systémem řízení klíčových pozic a zaměstnanců

Podniky využívající systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců byly dotazovány, jak jsou se systémem spokojeny. Přesně polovina z nich hodnotí systém pozitivně a považuje jej za částečně či velmi úspěšný a přínosný pro jejich společnost, zatímco zbývajících 50,0 % (11) vnímá tento za spíše či zcela neúspěšný a nepřínosný.

Statistická analýza pomocí Fisherova exaktního testu ukázala, že neexistuje závislost hodnocení systému na velikosti podniku, na době existence podniku ani na majetkové struktuře podniku, Exact Sig. > 0,05, přijímáme tedy hypotézu  $H_0$ . Naopak byl potvrzen statisticky významný vztah mezi hodnocením přínosnosti systému a délkou jeho využívání (Exact Sig. = 0,000), hodnota koeficientu Cramerovo V = 0,937 ukazuje velmi silnou asociaci mezi proměnnými. Rovněž existuje vztah mezi hodnocením přínosnosti systému a dosavadním způsobem řízení klíčových pozic a zaměstnanců (Exact Sig. = 0,002), dle hodnoty koeficientu Cramerovo V = 0,776 se jedná o silnou asociaci mezi proměnnými. V těchto dvou případech tedy zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme alternativní hypotézu  $H_1$ . Čím déle respondenti systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců využívají, tím příznivěji jej hodnotí. Dále, ti respondenti, kteří řídí klíčové pozice a zaměstnance na základě zavedeného postupu, hodnotí systém pozitivně, 83,4 % (10) jej považuje za částečně nebo velmi úspěšný a přínosný. Naopak 90 % (9) podniků řídících klíčové pozice a zaměstnance nesystematicky hodnotí systém jako spíše či zcela neúspěšný a nepřínosný, viz Tab. 4.

### 3.3 Zájem o implementaci nového systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců

Klíčovou otázkou průzkumu, na kterou odpovídalo všech 105 respondentů, bylo zjišťování zájmu o možnost implementovat nový systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců, který by minimalizoval bariéry jeho využití nebo by byl ve srovnání se současným postupem aplikovaným v podniku efektivnější. Reakce většiny respondentů byla kladná; 65,7 % (69) by o takový systém projevilo zájem. Tento zájem o implementaci nového systému řízení klíčových rolí a zaměstnanců nezávisí na



**Tab. 4: Hodnocení systému podle délky využívání systému a podle způsobu řízení klíčových pozic a zaměstnanců**

Hodnocení systému	Délka využívání systému				Způsob řízení klíčových pozic a zaměstnanců			
	Absolutní četnost		Relativní četnost		Absolutní četnost		Relativní četnost	
	méně než 2 roky	2-5 let	méně než 2 roky	2-5 let	na základě zavedeného postupu	nesystem., aktuální potřeba	na základě zavedeného postupu	nesystem., aktuální potřeba
zcela neúspěšné a nepřínosné	3	0	25,0 %	0,0 %	0	3	0,0 %	30,0 %
spíše neúspěšné a málo přínosné	8	0	66,7 %	0,0 %	2	6	16,7 %	60,0 %
částečně úspěšné a přínosné	1	2	8,3 %	20,0 %	2	1	16,7 %	10,0 %
velice úspěšné a přínosné	0	8	0,0 %	80,0 %	8	0	66,7 %	0,0 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

velikosti podniku, době existence podniku, majetkové struktury podniku ani na skutečnosti, zda systém v současné době podniky už používají, Exact Sig. > 0,05, přijímáme tedy hypotézu  $H_0$ . Nicméně se ukázalo, že mírně vyšší zájem o implementaci nového systému mají respondenti, kteří s takovým systémem zatím nemají žádnou zkušenost (68,7 %, tj. 57) oproti respondentům, kteří v současné době klíčové pozice a zaměstnance už řídí (54,5 %, tj. 12).

Zájem o implementaci nového systému však závisí na délce využívání současného systému (Exact Sig.=0,000, Phi=1,000), na způsobu řízení klíčových pozic a zaměstnanců (Exact Sig.=0,000, Phi=0,833), na hodnocení dosavadního systému (Exact Sig.=0,000, Cramer's V=0,937), a na důvodech nevyužívání systému (Exact Sig.=0,000, Cramer's V=0,450). V těchto případech tedy zamítáme hypotézu  $H_0$  a přijímáme hypotézu  $H_1$ . Dle hodnot koeficientů Phi a Cramerovo V se jedná o velmi silnou až relativně silnou asociaci mezi proměnnými.

Podniky, které systém využívají méně než 2 roky (příčemž jde o podniky, které řídí klíčové pozice a zaměstnance spíše nesystematicky a dosavadní systém hodnotí jako spíše či zcela nepřínosný), projevily jednoznačný zájem o implementaci nového systému (100,0 %, tj. 12) respondentů. Podniky, které dosud řídily klíčové role a zaměstnance nesystematicky, rovněž potvrdily zájem o nový systém (100 %, tj. 10 podniků). Nový systém je pak atraktivní zejména pro ty podniky, které svůj dosavadní systém považují za málo či zcela neúspěšný (100,0 %, tj. 11). Pokud se zaměříme na podniky se zavedeným (tedy systematickým) postupem řízení klíčových rolí a zaměstnanců, pouze 16,7 % (tj. 2) z nich má zájem o implementaci nového systému. U podniků, které systém řízení klíčových rolí a zaměstnanců dosud nevyužívaly, ukázala analýza důvodů nevyužívání tohoto systému následující skutečnosti. O nový systém jeví zájem především podniky, které o takovém systému dosud nevěděly (82,5 %, tj. 47). Mezi podniky považujícími systém za organizačně příliš náročný bylo identifikováno 46,2 % (tj. 6) zájemců o nový systém. Dále by o implementaci nového systému měla zájem třetina podniků (tj. 2), které jako hlavní bariéru dosavadního nevyužívání systému uvedly nedostatek potřebných zdrojů (zejména personálních), a 28,6 % (tj. 2) podniků, které dosud systém nepovažovaly pro svůj podnik za vhodný, viz Tab. 5–7.

**Tab. 5: Zájem o implementaci nového systému podle délky využívání dosavadního systému a podle způsobu řízení klíčových pozic a zaměstnanců**

Zájem o implementaci nového systému	Délka využívání systému				Způsob řízení klíčových pozic a zaměstnanců			
	Absolutní četnost		Relativní četnost		Absolutní četnost		Relativní četnost	
	méně než 2 roky	2-5 let	méně než 2 roky	2-5 let	na základě zavedeného postupu	nesystem., aktuální potřeba	na základě zavedeného postupu	nesystem., aktuální potřeba
ano	12	0	100,0 %	0,0 %	2	10	16,7 %	100,0 %
ne	0	10	0,0 %	100,0 %	10	0	83,3 %	0,0 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

**Tab. 6: Zájem o implementaci nového systému podle hodnocení současného systému**

Zájem o implementaci nového systému	Hodnocení systému							
	Absolutní četnost				Relativní četnost			
	zcela neúsp. a nepřínosné	spíše neúsp. a málo přínosné	částečně úsp. a přínosné	velice úsp. a přínosné	zcela neúsp. a nepřínosné	spíše neúsp. a málo přínosné	částečně úsp. a přínosné	velice úsp. a přínosné
ano	3	8	1	0	100,0 %	100,0 %	33,3 %	0,0 %
ne	0	0	2	8	0,0 %	0,0 %	66,7 %	100,0 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

**Tab. 7: Zájem o implementaci nového systému podle důvodu nevyužívání systému**

Zájem o implementaci nového systému	Důvod nevyužívání systému							
	Absolutní četnost				Relativní četnost			
	neznáme systém	systém organizačně náročný	chybí zdroje, zejména personální	systém nevhodný pro náš podnik	neznáme systém	systém organizačně náročný	chybí zdroje, zejména personální	systém nevhodný pro náš podnik
ano	47	6	2	2	82,5 %	46,2 %	33,3 %	28,6 %
ne	10	7	4	5	17,5 %	53,8 %	66,7 %	71,4 %

*Zdroj: (vlastní zpracování na základě dat z programu IBM SPSS Statistics 23.0)*

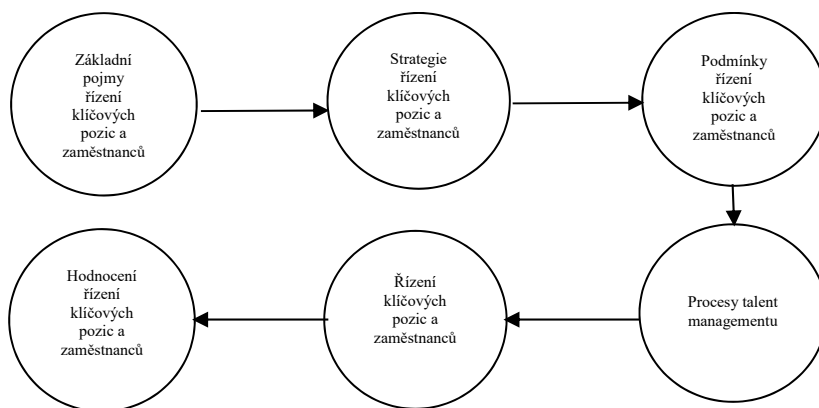
Z provedeného průzkumu je zřejmé, že míra využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců ve středních a velkých podnicích Moravskoslezského kraje působících dle klasifikace CZ-NACE ve zpracovatelském průmyslu je nízká – systém využívá pouze 21,0 % oslovených podniků. Jedná se sice o nízký počet respondentů (22), kteří hodnotili svou zkušenost se systémem, nicméně za významnější lze považovat zjištění, že vysoký počet podniků vůbec nemá s takovým systémem zkušenost a existuje zde potenciál pro jeho zavedení a zefektivnění procesů řízení klíčových pozic a zaměstnanců v těchto podnicích. Z 22 podniků, které zkušenost se systémem mají, téměř polovina (45,5 %, tj. 10) řídí klíčové pozice a zaměstnance nesystematicky a polovina podniků vnímá svůj dosavadní systém jako spíše či zcela neúspěšný a málo přínosný či zcela nepřínosný. Klíčovým se jeví zjištění, že podniky (65,7 %, tj. 69) mají zájem o implementaci nového systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců, který by minimalizoval bariéry jeho využití, případně by zefektivnil současný postup aplikovaný v podniku. Zájem mají především ty podniky, jejichž dosavadní zkušenost se současným způsobem řízení klíčových pozic a zaměstnanců je spíše krátkodobá, založená na nesystematickém přístupu a spíše negativní. Zájem o nový systém projevily rovněž podniky, které zatím klíčové pozice a zaměstnance neřídí, a to z důvodu neznalosti systému nebo vnímané vysoké organizační náročnosti a nedostatku potřebných zdrojů, především personálních. Tyto podniky nepovažují uváděné bariéry nevyužívání systému za neodstranitelné a věří, že efektivní systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců by je dokázal eliminovat.

Zájem o implementaci nového systému řízení klíčových rolí a zaměstnanců projevily podniky střední i velké, české i se zahraničním majitelem či podílníkem, podniky relativně mladé i ty, které na trhu působí delší dobu. Statistické testy neprokázaly závislost zájmu o nový systém na uvedených identifikačních znacích podniků. Lze tedy konstatovat, že systém řízení klíčových pozic a zaměstnanců může být aplikován průřezově ve středních i velkých podnicích zpracovatelského průmyslu v Moravskoslezském kraji.

#### 4 Praktická aplikace

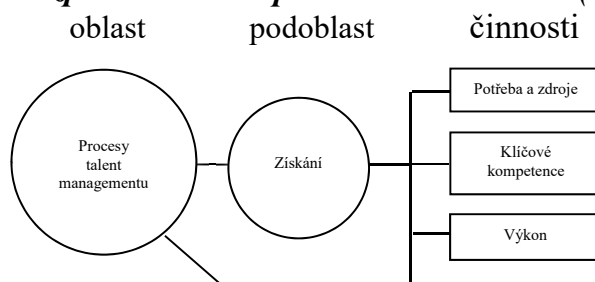
Jelikož z výše uvedených zjištění vyplynulo, že většina podniků nemá se systémem řízení klíčových pozic a zaměstnanců zkušenosti, předkládají autoři návrh postupu zavedení a využívání tohoto systému v praxi. Postup byl vytvořen jak na základě teoretických poznatků, tak praktických zkušeností autorů a mohl by napomoci odstranit určité bariéry, které brání podnikům v širší aplikaci řízení klíčových pozic a zaměstnanců, což by mohlo přispět ke zkvalitnění výkonu a zvýšení stability těchto podniků. Jednotlivé oblasti systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců v organizaci jsou, v logickém sledu ve směru hodinových ručiček, znázorněny v Obr. 1. Každou oblast lze rozložit na činnosti, pouze oblast „Procesy talent managementu“ se nejprve dělí na podoblasti a teprve ty poté na jednotlivé činnosti (viz Obr. 2). Výsledkem zpracování je pak schematické znázornění logické posloupnosti, návaznosti a provázanosti všech oblastí, podoblastí a činností řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Vlastní návrh postupu řízení klíčových pozic a zaměstnanců pak vychází z tohoto grafického zpracování, kdy jeho jednotlivé kroky „kopírují“ logickou posloupnost dílčích oblastí, podoblastí a činností.

**Obr. 1: Oblasti řízení klíčových pozic a zaměstnanců**



Zdroj: (vlastní zpracování)

**Obr. 2: Rozpad oblastí na podoblasti a činnosti (dílčí část)**



Zdroj: (vlastní zpracování)

Postup (viz Tab. 8) je navržen tak, aby jeho obsah i podoba byly pro organizaci určitým vodítkem a pomůckou, které jí umožní provádět jednotlivé činnosti tohoto postupu. Každá oblast, eventuálně podoblast a činnost by pak měla být detailně specifikována, a to konkrétně popisem dané oblasti i jednotlivých činností včetně stanovení cíle daných činností, jejich přínosu, realizace, zúčastněných rolí a potřebných podkladů. Příkladem jedné z činností je vyčlenění potřebného množství zdrojů, a to nejen finančních. V této souvislosti je nutno odpovědět na otázku, jak velký a jak strukturovaný bude rozpočet systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Podrobný popis této činnosti je uveden v Tab. 9 (z důvodů dodržení rozsahu příspěvku je pro názornost uveden pouze popis jedné činnosti, podrobný popis všech oblastí, podoblastí a činností je k dispozici u autorů příspěvku).

**Tab. 8: Postup zavedení a využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců**

Číslo	Oblast	Podoblast	Činnosti
1	Základní pojmy řízení klíčových pozic a zaměstnanců		Klíčová pozice
			Klíčový zaměstnanec
2	Strategie řízení klíčových pozic a zaměstnanců		Časový horizont
			Podnikatelské prostředí
			Požadavky na klíčové pozice a zaměstnance
			Rozpočet
			Aktivity
			Plán implementace
			Řídící role
3	Podmínky řízení klíčových pozic a zaměstnanců		Iniciace a podpora (vrcholové vedení)
			Propojení s podnikatelskou strategií
			Vyčlenění zdrojů
4	Procesy talent managementu	Získání	Potřeba a zdroje talentů
			Klíčové kompetence
			Výkon
			Potenciál
			Talent-pool
			Program
		Rozvoj	Realizace
			Hodnocení
			Řízení kariéry
		Udržení	Atraktivnost zaměstnavatele
			Realizace aktivit
			Pověst podniku
5	Řízení klíčových pozic a zaměstnanců		Řízení klíčových zaměstnanců na dálku
			Problémy řízení klíčových pozic a zaměstnanců
6	Hodnocení řízení klíčových pozic a zaměstnanců		Audit
			Hodnocení úspěšnosti

*Zdroj: (vlastní zpracování)*

**Tab. 9: Specifikace činnosti „Vyčlenění zdrojů“**

Cíl činnosti	Zajištění zdrojů na aplikaci řízení klíčových pozic a zaměstnanců.
Přínos činnosti	Specifikace zdrojů potřebných pro aplikaci řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Určení výše a struktury rozpočtu na aplikaci systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců.
Realizace činnosti	Úvodní (přípravná) fáze aplikace řízení klíčových pozic a zaměstnanců v organizaci.
Zúčastněné role	Vrcholové vedení podniku. Finanční ředitel.
Potřebné podklady	Podnikatelská strategie. Strategie řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Rozpočty.

*Zdroj: (vlastní zpracování)*

Je samozřejmé, že aplikace předloženého postupu záleží na specifických podmínkách podniku, jak konkrétně k zavedení a využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců přistoupí, zda využije nebo nevyužije všech námětů a aktivit postupu či zda bude realizovat i další dílčí kroky.

## **Závěr**

Dynamické změny vnějšího prostředí kladou na podniky stále vyšší požadavky. Hlavním aktivem zvládnutí těchto změn jsou pro všechny podniky jejich zaměstnanci. Bez kvalifikované pracovní síly, vyznačující se potřebnými schopnostmi a znalostmi by řada podniků nebyla konkurenceschopná, případně by nemusela v daných podmínkách ani přežít.

Za významný nástroj řízení lidských zdrojů v podniku lze považovat řízení klíčových pozic a zaměstnanců, protože tyto pozice a zaměstnanci jsou rozhodujícím faktorem výkonu a stability podniku. Tuto skutečnost potvrzují i Armstrong a Taylor (2017), Štverková, Křibíková a Humlová (2012), Cannon a McGee (2011), Armstrong (2010), Silzer a Dowell (2010), Bodreau a Ramstad (2007) či Huselid, Beatty a Becker (2005).

Cílem předloženého článku bylo identifikovat postoje podniků zpracovatelského průmyslu v Moravskoslezském kraji k řízení klíčových pozic a zaměstnanců a předložit návrh postupu pro jeho efektivní zavedení a aplikaci v praxi. Z výsledků dotazníkového šetření vyplynula nízká míra využívání systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců, přičemž téměř polovina podniků řídí tyto pozice a zaměstnance nesystematicky a svůj dosavadní systém považuje za spíše či zcela neúspěšný a málo přínosný či zcela nepřínosný. Dvě třetiny podniků mají kladný postoj k implementaci nového systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců, který by odstranil existující bariéry a zefektivnil by současné postupy. Lze konstatovat, že tento systém může být aplikován průřezově ve středních i velkých podnicích zpracovatelského průmyslu v Moravskoslezském kraji. U podniků, které systém řízení klíčových rolí a zaměstnanců dosud neznají, je nutná osvěta, nicméně tato problematika již přesahuje zaměření i rozsah článku.

Výstupem článku jsou nejen výsledky realizovaného dotazníkového šetření, ale také navržený postup řízení klíčových pozic a zaměstnanců, jehož aplikace může napomoci k přežití a růstu podniku, předstížení stávající konkurence a podstatnému zvýšení jeho přidané hodnoty. Jedná se o komplexní systém, který podnikům pomůže získat a udržet klíčové zaměstnance, stavět na jejich silných stránkách, odměňovat jejich úspěchy, poskytovat jim příležitosti k pokroku a zvyšovat jejich celkovou efektivitu a tím i efektivitu celého podniku.

Limitující podmínky průzkumu lze spatřovat ve skutečnosti, že data byla sbírána pouze od podniků v Moravskoslezském kraji a že průzkum byl zaměřen jen na podniky působící ve zpracovatelském průmyslu.

Budoucí zkoumání by mohla být zaměřena i na další odvětví průmyslu, rovněž by bylo užitečné provést šetření také v dalších krajích České republiky. Zajímavé by mohlo být provést podobnou studii v zahraničí a srovnat přístup českých a zahraničních podniků. Kromě toho by nyní realizovaná studie mohla být po určité době opakována s cílem zjistit, do jaké míry se v podnicích zvyšuje uplatňování systému řízení klíčových pozic a zaměstnanců. Další možnou oblastí zkoumání je zjišťování vnímaných přínosů

systému při jeho dlouhodobější aplikaci. Podmínkou navrhovaných výzkumných aktivit je vytvoření a využití jednotné metodiky shromažďování a analýzy dat, aby bylo možné provést komparaci výstupů napříč odvětvími, regiony i v čase.

## Poděkování

Tento článek vznikl v rámci projektu Evropského sociálního fondu CZ.1.07/2.3.00/20.0296 a projektu Studentské grantové soutěže na Ekonomické fakultě VŠB-Technické univerzity Ostrava SP2019/7.

## Reference

- Armstrong, M., Taylor, S. (2017). *Armstrong's Handbook of Human Resource Management Practice*. 14<sup>th</sup> ed. London: Kogan Page.
- Armstrong, M. (2010). *Armstrong's essential human resource management practice: a guide to people management*. Philadelphia: Kogan Page.
- Armstrong, M. (2016). *Armstrong's Handbook of Strategic Human Resource Management*. 6<sup>th</sup> ed. Philadelphia: Kogan Page.
- Beames, C. (2016). *Identifying Critical Roles, Easier Said Than Done! A best practice approach to addressing the missing link in talent management*. Collingwood: Advanced Workforce Strategies.
- Becker, B. E., Huselid, M. A., Beatty, R. W. (2009). *The Differentiated Workforce: Transforming Talent into Strategic Impact*. Boston: Harvard Business School Press.
- Berger, L. A., Berger, D. R. (2004). *The Talent Management Handbook*. USA: Madison.
- Boudreau, J. W., Ramstad, P. M. (2007). *Beyond HR: The New Science of Human Capital*. Boston: Harvard Business School Press.
- Cannon, J. A., McGee, R. (2011). *Talent Management and Succession Planning*. London: CIPD.
- Český statistický úřad. (2018). Organizační statistika. [online]. Dostupné na: <https://www.czso.cz/csu/czso/organizational-statistics> [cit. 02.06.2018].
- Deloitte. (2016). Managing talent flow. [online]. Dostupné na: <https://www.google.com/search?q=Managing+talent+flow.+2006+Energy+and+Resources+Talent+Pulse+Survey+Report&ie=utf-8&oe=utf-8&client=firefox-b> [cit. 03.10.2018].
- Deloitte. (2017). Rewriting the rules for the digital age. 2017 Deloitte Global Human Capital Trends. [online]. Dostupné na: <https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/global/Documents/HumanCapital/hc-2017-global-human-capital-trends-gx.pdf> [cit. 12.07.2018].
- Horváthová, P. (2013). *The System of Talent Management as One of the Tools of Human Resources in Organization*. Saarbrücken: Lambert Academic Publishing.
- Huselid, M. A., Becker, B. E., Beatty, R. W. (2005). *The Workforce Scorecard: Managing Human Capital to Execute Strategy*. Boston: Harvard Business School Press.
- Kreissl, B., Hemeda, Y. (2016). *HR Manager's Guide to Succession Planning*. Toronto: Carswell.
- Lei, S. (2009). Research on Key Employee Incentive Based on Psychological Contract. V: *International Forum of Human Resources Strategy and Development*. Australia: Aussino Academic Publishing House, pp. 1183-1187.
- Lepak, D. P., Snell, S. A. (1999). The Human Resource Architecture: Toward a Theory of Human Capital Allocation and Development. *Academy of Management Review*, 24 (1), s. 31-48. doi: 10.5465/amr.1999.1580439.
- McDonald, J. H. (2008). *Handbook of Biological Statistics*. Maryland: Sparky House Publishing.

Mercer. (2014). North American Critical Talent Practices Survey. [online]. Dostupné na: <https://www.mercer.com/content/dam/mercer/attachments/global/Talent/critical-talent-practices-survey-2014.pdf> [cit. 22. 07. 2018].

Morawski, M. (2013). Motivating Key Employees Towards Knowledge Sharing – Research Findings and Suggested Solutions. V: *14<sup>th</sup> European Conference of Knowledge Management*. Reading: Academic Conferences, pp. 462-471.

Mikušová, M. (2016). Podnikání a udržitelný rozvoj. Výsledky výzkumu. *Scientific Papers of the University of Pardubice, Series D*, vol. XXIII, no. 38 (3/2016), s. 94-106.

PwC. (2018). Czech CEO Survey 2018. [online]. Dostupné na:

<https://www.pwc.com/cz/cs/ceo-survey/2018/executive-summary-ceo-survey-2018-en.pdf> [cit. 21.07.2018].

Rea, L. M., Parker, R. A. (2014). *Designing and Conducting Survey Research: A Comprehensive Guide*. San Francisco: Jossey-Bass.

Schlosser, F. (2015). Identifying and Differentiating Key Employees from Owners and Other Employees in SMEs. *Journal of Small Business Management*, 53 (1), s. 37-53. doi: 10.1111/jsbm.12066.

Silzer, R., Dowell, B. E. (2010). *Strategy-driven Talent Management. A Leadership Imperative*. San Francisco: Jossey-Bass.

Školudová, J. (2016). Human Capital Management: Monitoring of the Key Employees in Organizations in the Czech Republic. V: *28th International Business-Information-Management-Association Conference*. Norristown: IBIMA, pp. 2537-2541.

Štverková, H., Křibíková, P., Humlová, V. (2012). The impact of identity on organization efficiency. *Actual Problems of Economics*, 137, pp. 515-521.

Wang, D. (2013). Study on value realization of hidden human capital for the key employees. V: *International Conference of Information Science and Management Engineering (ISME)*. England: Wit Press, pp. 895-901. doi: 10.2495/ISME20131151

## **Kontaktní adresa**

### **doc. Ing. Petra Horváthová, Ph.D.**

VŠB-TU Ostrava, Ekonomická fakulta, Katedra managementu

Sokolská třída 33, 702 00 Ostrava 1, Česká republika

E-mail: [petra.horvathova@vsb.cz](mailto:petra.horvathova@vsb.cz)

Tel. číslo: +420597322442

### **doc. Ing. Šárka Velčovská, Ph.D.**

VŠB-TU Ostrava, Ekonomická fakulta, Katedra marketingu a obchodu

Sokolská třída 33, 702 00 Ostrava 1, Česká republika

E-mail: [sarka.velcovska@vsb.cz](mailto:sarka.velcovska@vsb.cz)

Tel. číslo: +420597322322

### **doc. Ing. Lenka Kauerová, CSc.**

VŠB-TU Ostrava, Ekonomická fakulta, Katedra marketingu a obchodu

Sokolská třída 33, 702 00 Ostrava 1, Česká republika

E-mail: [lenka.kauerova@vsb.cz](mailto:lenka.kauerova@vsb.cz)

Tel. číslo: +420597322484

Received: 25. 02. 2019, reviewed: 12. 06. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# EXPERTNÍ SYSTÉM TYPE-2 FUZZY LOGIKA PRO INVESTIČNÍ ANALÝZU

## INTERVAL TYPE-2 FUZZY LOGIC EXPERT SYSTEM FOR INVESTMENT ANALYSIS

**Zuzana Janková, Petr Dostál**

**Abstract:** *In this paper, a higher degree of fuzzy logic type-2 fuzzy logic is presented as decision making process of investment. There is a key difference between type-2 and type-1 fuzzy logic. The application is made on the Czech stock market and is used to decide on investing in PX index stocks. The proposed type 2 fuzzy model uses the return and risk of investment instruments as input variables. The system created is able to generate aggregate models from a certain number of language rules, allowing the investor to understand the generated financial model. The use of T2FLS can lead to more realistic and accurate results than T1FLS.*

**Keywords:** *Artificial Neural Networks, Czech Stock Market, Fuzzy Logic, Interval Type-2 Fuzzy Logic, Investment Analysis, Soft Computing*

**JEL Classification:** *G11, G12, C45*

### Úvod

V současnosti jsou k prognóze finančních časových řad široce využívány lineární modely, nicméně tyto modely jsou značně omezeny zejména při aplikaci na sezónní a nelineární problémy spojené s nejistotou. Z toho důvodu nelineární metody jako jsou neuronové sítě, fuzzy logika a genetické algoritmy přitahují stále větší pozornost. Fuzzy logika poskytuje způsob, jak vyvodit definitivní závěry z nejasných, nejednoznačných nebo nepřesných informací. Umělá neuronová síť je široce přijímaná zejména kvůli její schopnosti naučit se a odhalovat vztahy mezi nelineárními proměnnými. Tung a Le (2017) uvádí, že umělá inteligence překonává modely statistické regrese a umožňuje hlubší analýzu velkých datových souborů.

Jak uvádí Novák (2000), fuzzy logika umožňuje obsáhnout nepřesnost a poměrně jednoduchým způsobem pracovat s významy slov přirozeného jazyka. Důvod proč fuzzy logika funguje, je poměrně překvapivý, neboť využívá vágně charakterizované expertní znalosti. Jde o vztah mezi relevancí a přesností informace, tedy princip, který hlavní představitel fuzzy logiky Lotfi A. Zadeh (1965), nazval principem inkompatibility. Jura (2005) dodává, že člověk se v řadě situací rozhoduje na základě nepřesných či neurčitých informací, které získává z vnějšího okolí, nicméně i přesto je výsledek jeho činnosti dosažený na základě těchto vágních údajů dostačující. Potenciál fuzzy logiky při zlepšování prognostických modelů lze nalézt v různých aplikacích díky své známé schopnosti překlenout propast mezi číselnými údaji (kvantitativní informace) a jazykovým výrazem (kvalitativní informace).

Zejména finanční trhy jsou ovlivněny deterministickými a náhodnými faktory. Dostál (2011) dále dodává, že hodnoty časových řad cen akciových titulů, komodit, kurzů měn apod. jsou ovlivněny složitými ekonomickými a psychologickými jevy, které obsahují vysoký podíl chaotičnosti, z toho důvodu patří fuzzy logika a ostatní nástroje soft computingu k tomu nejlepšímu, co v současné době existuje pro



zpracování a vyhodnocování informací a dat z ekonomické a finanční oblasti. Chang a spol. (2011) navazují a uvádějí, že prognóza akciového trhu může být úspěšná pouze s použitím nástrojů a technik, které mohou překonat problém nejistoty a nelinearity cen. Wang a Wang (2015) uvádějí, že fuzzy logika a neuronové sítě jsou stále častěji využívány na finančních trzích a jejich umění predikce je široce uznáváno zejména díky schopnosti zachytit nelineární chování. Rao a spol. (2017) tvrdí, že investiční rozhodování založené na fuzzy modelu může být velmi užitečné zejména pro investory, kteří hledají cestu k minimalizaci rizika při řešení jejich dlouhodobého investičního portfolia. Jilani a Burney (2008) představili jednoduchou prognostickou metodu fuzzy časové řady. Obdobně Janková (2018) se zabývá využitím fuzzy logiky při optimalizaci investičního portfolia jako efektivního nástroje v nastupující digitální éře. Dourra a spol. (2002) využívají ve své práci fuzzy informační technologie prostřednictvím technické analýzy a simulují lidské chování v obchodování s akciemi. Autoři doporučují fuzzy logiku jako vhodnou metodu k řešení složitosti akciového trhu. Othman a Schneider (2010) na základě provedené studie považují fuzzy logiku za jednodušší a přínosnější pro investory.

Nicméně, jak uvádí Melin a Castillo (2014) a Castillo a spol. (2007) není rozumné využívat přesné funkce příslušnosti fuzzy logiky pro něco nejistého, jako jsou například výkyvy akciových indexů či akciových titulů. Tyto přesné funkce příslušnosti nejsou schopny zvládnout problémy se začleněním nejistoty, jako jsou data se šumem, nestacionární podmínky či chaotické chování typické pro investiční prostředí. V tomto případě je nezbytné využít k řešení jiný typ fuzzy logiky, která je schopna zvládnout tyto nejistoty, a sice systém type-2 fuzzy logiky (T2FLS). Castillo a spol. (2013) uvádí, že T2FLS jsou v podstatě „fuzzy fuzzy“ množiny. Nicméně výzkumníci museli nějakou dobu vyčkat, aby se teorie mohla dále vyvíjet a rozvíjet. Pokrok T2FLS primárně omezovalo hardwarové vybavení. Chen a spol. (2018) upozorňují, že T2FLS mají vyšší aproximační schopnost než neuronové sítě.

Cílem příspěvku je využití type-2 fuzzy logiky jako podpůrného nástroje k investičnímu rozhodování. T2FLS je aplikována na český akciový trh, který doposud nebyl využit k testování vyššího stupně fuzzy logiky. Český akciový trh je méně efektivní a je charakteristický nižší likviditou než ostatní finanční trh ve vyspělých státech. Z toho důvodu je vhodnější na tento trh aplikovat type-2 fuzzy logiku než-li type-1 fuzzy logiku, neboť T2FLS je schopna pokrýt vyšší stupeň nejistoty vyplývající z těchto typických znaků zkoumaného akciového trhu. T2FLS je navržen tak, aby se zvýšila srozumitelnost generovaného modelu a dosáhlo se lepšího výkonu.

## 1 Systém type-2 fuzzy logiky

Nedávno získal systém type-2 fuzzy logiky popularitu v široké škále aplikací zejména díky své schopnosti zvládnout vyšší stupeň nejistoty. Linag a Mendel (2000) upozorňují na skutečnost, že znalosti, které jsou využívány při konstrukci pravidel v systému type-1 fuzzy logiky (T1FLS), jsou nejisté. Existují tři způsoby, jak se taková nejistota v pravidlech může objevit: (1) slova, která jsou používána v antecedentech a konsekventech pravidel mohou pro různé lidi znamenat různé věci; (2) konsekventy získané při hlasování skupiny odborníků se často liší pro stejná pravidla; (3) šum v trénovacích datech. Antecedentní nebo konsekventní nejistota se transformuje do antecedentní a konsekventní funkce příslušnosti. Systémy type-1

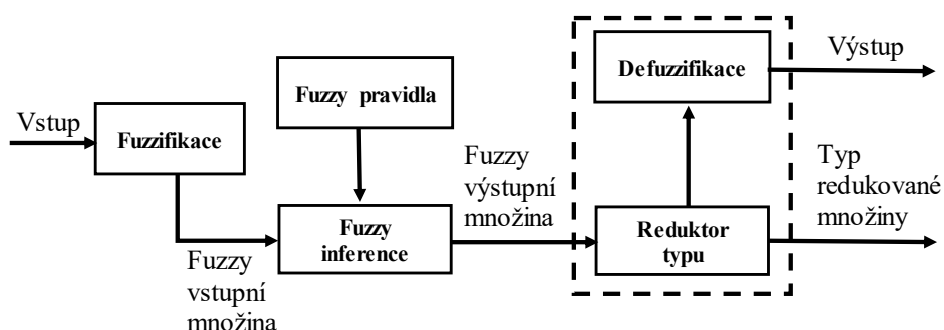
fuzzy logiky nejsou schopny přímo zpracovat tyto nejistoty, naproti tomu systémy type-2 fuzzy logiky mohou tuto nejistotu úspěšně zvládnout.

Z důvodu zvládnání vyššího stupně nejistoty, je T2FLS aplikován na problematiku finančních trhů. Mezi tyto studie lze zařadit například Jianga a spol. (2018), kteří navrhuji intervalový T2FLS pro prognózu akciového indexu v Tchaj-wanu, DJIA a NASDAQ s využitím fuzzy časové řady. Výsledky fuzzy logiky srovnávají s neparametrickým statistickým testováním s konstatováním, že jejich navrhovaný model převyšuje ostatní metody. Zarandi a spol. (2009) aplikují type-2 fuzzy model pro analýzu cen akciových instrumentů automobilového průmyslu v Asii s využitím technických a fundamentálních indikátorů. Jejich výsledky jsou velmi povzbudivé a mohou být implementovány pro předpovídání cen instrumentů v obchodních systémech. Huarng a Yu (2005) navrhli type-2 fuzzy model pro prognózu indexu TAIEX, který dosahuje lepších výsledků než type-1 fuzzy model. Liuet a spol. (2012) představil type-2 neuro-fuzzy model pro predikci TAIEX. Jejich výsledky ukázaly, že tato metoda vykazuje vyšší přesnost předpovědi bez použití dodatečných informací. Hasuike a Ishii (2009) diskutují o problému výběru portfolia s type-2 fuzzy s očekávanými výnosy s ohledem na subjektivitu investora. Bernardo a spol. (2012) navrhli T2FLS, který je schopen generovat souhrnné modely z předem stanoveného počtu jazykových pravidel, což uživateli umožňuje pochopit generované modely pro predikci arbitrážních příležitostí na akciových trzích.

### 1.1 Struktura systému type-2 fuzzy logiky

Struktura T2FLS je velice podobná struktuře T1FLS. Naměřené reálné proměnné jsou nejprve transformovány v bloku **fuzzifikace** na jazykové proměnné, přičemž jazykové proměnné vycházejí ze základních lingvistických proměnných. Dostál a spol. (2005) konstatují, že se obvykle využívá tři až sedm atributů této základní proměnné. Stupeň příslušnosti atributů dané proměnné v množině je znázorňován matematickou funkcí. V T2FLS jsou k dispozici tři typy fuzzifikace. Jestliže jsou naměřená data perfektní, modelují se jako ostrá množina, data se šumem a data se stacionárním šumem se modelují jako type-1 fuzzy množiny a nakonec data s nestacionárním šumem se modelují jako type-2 fuzzy množiny. Přičemž posledně jmenovaný typ fuzzifikace nelze provést v T1FLS.

**Obr. 1: Struktura systému type-2 fuzzy logiky**



*Zdroj: (vlastní zpracování., 2018)*

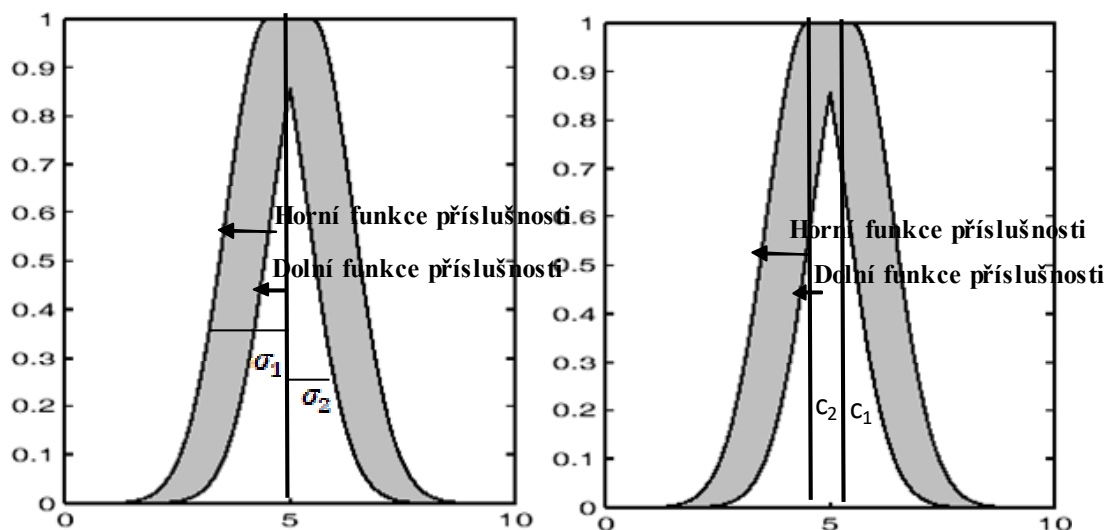
Jak uvádí Medasani a spol. (1998), všechny existující T2FLS funkce příslušnosti nejsou nic jiného než modifikované verze konvenčních T1FLS funkcí. Jinými slovy, základ původní funkce příslušnosti type-1 je rozmazaný, jestliže si odborník není jistý hodnotami funkce příslušnosti kolem určitého konkrétního bodu. Existuje řada fuzzy funkcí příslušnosti typu 2, tj. trojúhelníkové, Gaussovy, lichoběžníkové, sigmoidální

apod. Gaussova funkce příslušnosti je široce využívána v literatuře, v níž je nejistota spojena se střední hodnotou a směrodatnou odchylkou. Na Obr. 2 jsou uvedeny fuzzy množiny Gaussova T2FLS s nejistou směrodatnou odchylkou a nejistou střední hodnotou. Matematický výraz pro funkci příslušnosti lze vyjádřit následovně:

$$\bar{\mu}(x) = \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - c)^2}{\sigma^2}\right) \quad (1)$$

kde  $c$  a  $\sigma$  jsou středem a šířkou funkce příslušnosti a  $x$  je vstupní vektor, jak popisují Khanesar a spol. (2011).

Obr. 2: Gaussova funkce příslušnosti T2FLS



Zdroj: (vlastní zpracování dle Khanesar a spol., 2011)

Kayacan a spol. (2018) dodávají, že v aplikacích teorie fuzzy množin jsou funkce příslušnosti voleny na základě subjektivního vnímání nejasných nebo nepřesných kategorií. Krom toho neexistují žádná kritéria, která by hodnotila vhodnost či korektnost zvolené funkce příslušnosti.

Po fuzzifikaci následuje **fuzzy inference**, která definuje chování systému za pomoci pravidel IF-THEN a na jazykové úrovni vyhodnocující stav příslušnosti či pravdivosti proměnné. Každá kombinace atributů proměnných, vstupujících do systému a vyskytujících se v podmínce, vyjadřuje jedno pravidlo. Následně je potřeba pro každé pravidlo stanovit stupeň podpory neboli váhu pravidla v daném systému. Výsledkem fuzzy inference, jak uvádí Dostál a spol. (2005), je jazyková proměnná. Ve většině aplikací je ovšem zapotřebí konečný výstup jako konkrétní číslo, a ne fuzzy množina. V důsledku toho musí být výstupní fuzzy množina konvertována na číslo.

Fuzzy pravidla definují spojení mezi vstupními a výstupními fuzzy proměnnými. Pravidla T2FLS mohou nabízet alternativu v případě potřeby modelovat nejistotu problému a dále jsou lepší pro nevyužití přesných stupňů členství, například když jsou tréninková data ovlivněna šumem. Fuzzy pravidlo má, dle Castillo a spol. (2007), následující formu, kde antecedent a konsekvent jsou nyní typu 2:

$$R^m: \text{IF } x_1 \text{ is } X_1^m \text{ and } \dots \text{ and } x_l \text{ is } X_l^m \text{ THEN } y \text{ is } Y^m \quad (2)$$

kde  $X_l^m$  je antecedent T2FLS a  $Y^m = [\underline{y}^m, \bar{y}^m]$  je konsekvent T2FLS. Zde  $\underline{y}^m$  a  $\bar{y}^m$ , jak uvádí Taskin a Kumbasar (2015), mohou být konsekventy nebo lineární funkce:

$$\underline{y}^n = \underline{a}_1^n x_1 + \dots + \underline{a}_l^n x_l + \underline{b}^n \quad (3)$$

$$\bar{y}^n = \bar{a}_1^n x_1 + \dots + \bar{a}_l^n x_l + \bar{b}^n \quad (4)$$

přičemž antecedent je složený fuzzy logický výraz jednoho nebo více jednoduchých fuzzy výrazů spojených s fuzzy operátory. Konsekvent je výraz, který přiřazuje fuzzy hodnotám výstupní proměnnou. Inferenční systém vyhodnocuje všechna pravidla a kombinuje váhy konsekventu všech příslušných pravidel do jedné fuzzy množiny pomocí souhrnné operace.

V T1FLS je proces konverze na konkrétní číslo nazvaný **defuzzifikace**. Existuje mnoho způsobů, jak výsledku docílit, např. výpočet těžiště funkce příslušnosti pro danou množinu, výpočet váženého průměru těžiště jednotlivých funkcí příslušnosti atd. Nicméně celá záležitost je mnohem komplikovanější pro T2FLS, protože přejít z type-2 fuzzy množiny na konkrétní číslo vyžaduje dva kroky. První krok je pojmenován jako **reduktor typu**, ve kterém je type-2 fuzzy množina snížena na type-1 fuzzy množinu. Existuje tolik reduktorů typů jako je metod defuzzifikace T1FLS. Nejčastěji se využívá algoritmus vyvinutý Karnikem a Mendelem (2001) a Mendelem (2001), který je iterativní a rychlý. Reduktor typu generuje fuzzy množinu T1FLS, která se následně transformuje na číselný výstup pomocí defuzzifikace. V případě využití metody středu součtů (cos), reduktor typu má následující matematické vyjádření, dle Taskina a Kumbasara (2015):

$$Y_{\text{cos}}(x) = [y_t, y_r] = \bigcup_{f^n \in F^n(x)} \frac{\sum_{n=1}^N y^n f^n}{\sum_{n=1}^N f^n} \quad (5)$$

kde  $y_t$  a  $y_r$  definovány jako:

$$y_t = \frac{\sum_{n=1}^L \underline{y}^n f^{-n} + \sum_{n=L+1}^N \bar{y}^n f^n}{\sum_{n=1}^L f^{-n} + \sum_{n=L+1}^N \bar{f}^n} \quad (6)$$

$$y_r = \frac{\sum_{n=1}^R \bar{y}^n f^{-n} + \sum_{n=R+1}^N \underline{y}^n f^n}{\sum_{n=1}^R \bar{f}^n + \sum_{n=R+1}^N \underline{f}^n} \quad (7)$$

přičemž R a L jsou body, které lze nalézt pomocí iterativního algoritmu KM.

Druhý krok zpracování výstupu, který následuje za reduktorem typu, se také nazývá defuzzifikace. Z Obr. 1 je patrné, že mohou existovat dva číselné výstupy u T2FLS označené jako „ostrý“ výstup a typ redukované množiny. Posledně jmenovaná vyjadřuje míru nejistoty, které mají T2FLS kvůli nejistým vstupním měření, jak poznamenává Mendel (2007) a Zarandi a spol. (2009). Z reduktoru typu jsou získány průměrné hodnoty  $y_t$ ,  $y_r$  a výpočet výstupu procesu defuzzifikace je následující:

$$y = \frac{y_t + y_r}{2} \quad (8)$$

## 2 Metody

V příspěvku je využit T2FLS pro rozhodování o investování do akciových titulů kótovaných na Burze cenných papírů Praha, a.s. (BCPP). Aplikace vyššího stupně fuzzy logiky byla prozatím nedostatečně využita pro prognózu akciového trhu, o čemž svědčí literární přehled. Navíc autoři si nejsou vědomi aplikace type-2 fuzzy logiky na

českém akciovém trhu. Z toho důvodu je praktická aplikace zaměřena na největší a nejstarší organizátora trhu s cennými papíry v České republice. Jsou využity akciové tituly obsažené v oficiálním indexu BCPP, kterým je index PX. Sledované období je od roku 2015 do konce roku 2017, tj. tříletá perioda, přičemž je využito měsíčních údajů akciových titulů zalistovaných v daném období v indexu PX. Konkrétně se jedná o následující akciové tituly: Erste Group Bank, Komerční Banka, ČEZ, VIG, O2 C.R., Philip Morris ČR.

**Tab. 1 Sumarizace statistických údajů vstupních proměnných**

Statistické údaje	Riziko		Výnos	
	Max	Min	Max	Min
Erste Group Bank	6.171%	5.711%	1.659%	-2.372%
Komerční banka	20.18%	3.30%	11.24%	-0.67%
ČEZ	3.84%	3.21%	2.07%	0.57%
VIG	9.40%	3.94%	2.35%	-0.08%
O2 C.R.	5.03%	2.91%	0.28%	-1.04%
Philip Morris ČR	6.65%	3.59%	0.89%	0.68%

*Zdroj: (vlastní zpracování., 2019)*

Riziko lze charakterizovat jako možnost odchýlení očekávaného výnosu od skutečného výnosu. Jde o určitý stupeň nejistoty související s očekávaným výnosem. Matematický zápis rizika je :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}{T-1}} \quad (9)$$

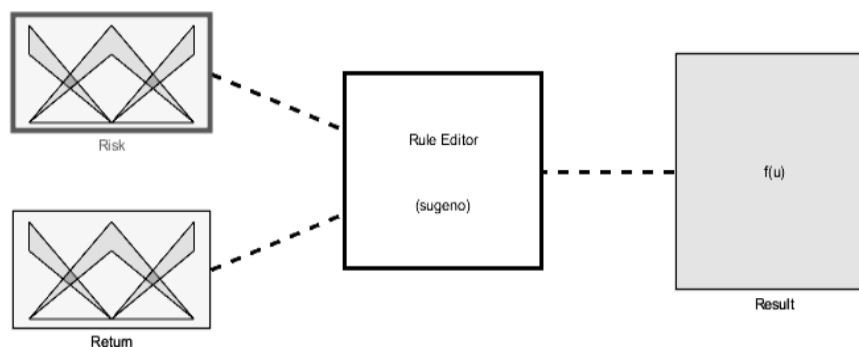
Výnos poskytovaný danou investicí je klíčovým investičním ukazatelem. Výnos lze charakterizovat jako odměnu investora za podstupované riziko. Výpočet je proveden dle následujícího vzorce:

$$r = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (10)$$

### Rozbor problému

Fuzzy logika je schopna přijmout vysvětlení nejednoznačného a vágního myšlení. Fuzzy logika je v poslední době velice populární nástroj pro řešení různorodých problémů. Dva nejrozšířenější typy fuzzy inferenčního systému jsou Mamdani a Sugeno. Následující studie využívá T2FLS typ Sugeno. Návrh modelu Sugeno T2FLS se skládá celkem ze dvou vstupních proměnných a jedné výstupní proměnné. Struktura modelu je znázorněna na Obr. 3.

**Obr. 3: Struktura modelu Sugeno T2FLS**

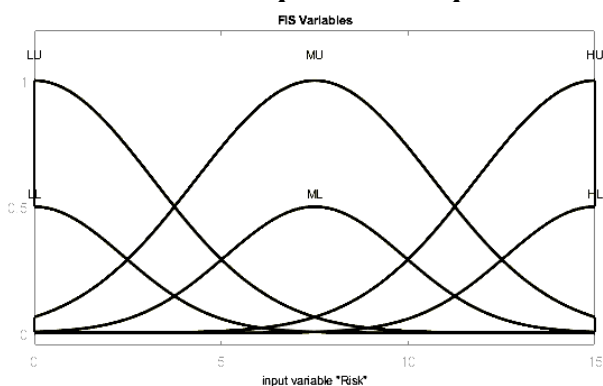


*Zdroj: (vlastní zpracování., 2019)*

Přestože volba funkce příslušnosti je subjektivní a záleží na volbě odborníka a vzorku datového souboru, je provedeno několik studií se zaměřením na komparaci jednotlivých typů těchto funkcí za účelem nalezení té nejvhodnější. Mayilvaganan a Naidu (2011) zjistili, že nejlepší výkon a výsledky byly dosaženy pomocí Gaussovy funkce příslušnosti. Zvonová a lichoběžníková funkce příslušnosti dosahuje horších výsledků než Gaussova. Na výše uvedenou studii navazuje Talpur a kol. (2017), kteří se zaměřili na porovnání Gaussovy, trojúhelníkové, lichoběžníkové a zvonové funkce příslušnosti. Jejich studie ukazuje, že Gaussova funkce příslušnosti je nejvhodnější v modelu ANFIS. Esfahanipour a Aghamiri (2010) ve svém výzkumu využili Gaussovu funkce příslušnosti v ANFIS modelu a doporučují ji k testování údajů o investičních instrumentech. Z toho důvodu je v navrhovaném modelu 2TFLS zvolena právě Gaussova funkce příslušnosti.

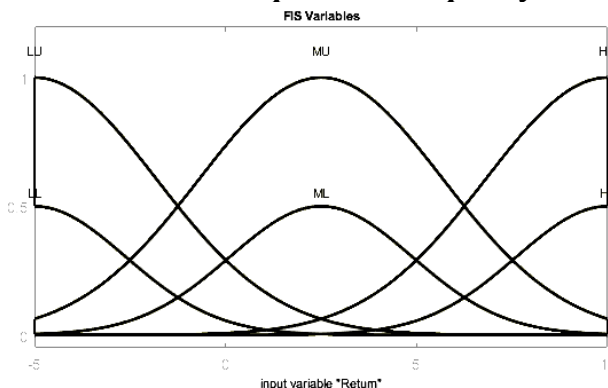
Investoři při rozhodování o investování do investičních instrumentů mohou zvažovat hned několik finančních ukazatelů. Nicméně nejdůležitějším ukazatelem je výnos a riziko dané investice. Tyto dva zásadní ukazatele byly zkoumány a doporučovány v mnoha studiích v kontextu soft computingu, jako například v Arenas a kol. (2001), Fang a spol. (2006), Gupta a spol. (2008). Riziko lze charakterizovat jako možnost, že se očekávaný výnos odchýlí od výnosu skutečného. Jedná se o určitou míru nejistoty spojenou s očekávaným výnosem. Gaussova funkce příslušnosti pro riziko je znázorněna na Obr. 4.

**Obr. 4: Funkce příslušnosti pro riziko**



Zdroj: (vlastní zpracování, 2019)

**Obr. 5: Funkce příslušnosti pro výnos**



Zdroj: (vlastní zpracování, 2019)

Výnos lze chápat jako odměnu investora za podstupované riziko. Gaussova funkce příslušnosti pro výnos je znázorněna na Obr. 5.

Parametry funkcí příslušnosti T2FLS byly odvozeny z funkcí příslušnosti T1FLS. Nejistota obsažená ve funkcích příslušnosti T2FLS byla stanovena subjektivně. Vzhledem k turbulentnímu a vysoce volatilnímu prostředí akciových trhů, byla stanovena nejistota na 50%. Konkrétně, horní funkce příslušnosti obsahuje od původní funkce z T1FLS navíc 25% nejistoty, spodní funkce příslušnosti vzhledem k původní funkci z T1FLS také obsahuje navíc 25% nejistoty.

Ve vytvořeném modelu T2FLS je využito devět IF-THEN pravidel, která jsou znázorněna na Obr. 6. Slovní interpretace fuzzy pravidel je následující: Je-li riziko investičního instrumentu nízké a výnos investičního instrumentu vysoký, potom je doporučováno daný instrument koupit. Obdobně jsou navolena další pravidla. Pravidel je nastaven takový počet, který vystihuje řešenou problematiku. Báze pravidel je nastavena pomocí znalostí a zkušeností expertů a autorů článku.



**Obr. 6: IF-THEN pravidla pro vytvořený model**

1. If (Risk is L) or (Return is H) then (Result is Buy) (1)		
2. If (Risk is M) or (Return is H) then (Result is Buy) (1)		
3. If (Risk is H) or (Return is H) then (Result is Hold) (1)		
4. If (Risk is L) or (Return is M) then (Result is Buy) (1)		
5. If (Risk is M) or (Return is M) then (Result is Hold) (1)		
6. If (Risk is H) or (Return is M) then (Result is Hold) (1)		
7. If (Risk is L) or (Return is L) then (Result is Hold) (1)		
8. If (Risk is M) or (Return is L) then (Result is Sell) (1)		
9. If (Risk is H) or (Return is L) then (Result is Sell) (1)		

If	and	Then
Risk is	Return is	Result is
L	L	Sell

Zdroj: (vlastní zpracování, 2019)

Vytvořený model T2FLS simuluje investiční rozhodování do akciových titulů zahrnutých v indexu PX a kótovaných na českém akciovém trhu. Model lze na základě vytvořených funkcí příslušnosti a pravidel typu Sugeno demonstrovat na případové studii. V případě, že je výnos akciového instrumentu 1,45 % a riziko dosahuje hodnoty 2,5 % měsíčně, je dle T2FLS vhodné daný akciový titul nakoupit do investičního portfolia, neboť je hodnota výstupu je 1. Naopak v případě, že je výnos akciového instrumentu záporný, tedy investor realizuje ztrátu z dané investice, a riziko je na hodnotě 6,58 %, je výstupem modelu hodnota blízké 0. To znamená, že je modelem T2FLS doporučováno danou investici prodat nebo vůbec nekupovat.

**Obr. 7: Fuzzy rozhodovací proces**



Zdroj: (vlastní zpracování., 2019)

Na závěr jsou výsledky dosažené z T2FLS komparovány s výsledky z T1FLS. K tomuto účelu je využit ukazatel střední průměrné chyby (RMSE) který porovnává původní data  $y_i$  a data získaná z výstupu modelu  $\hat{y}_i$ . Matematický zápis ukazatel RMSE je následující:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (11)$$

**Tab. 2 Komparace T1FLS a T2FLS**

Model	RMSE
T2FLS Sugeno	0.07286
T1FLS Sugeno	0.07879
T1FLS Mamdani	0.08632

Zdroj: (vlastní zpracování., 2019)

V Tab. 2 jsou znázorněny výsledky porovnání T1FLS Mamdani i Sugeno s T2FLS Sugeno pomocí ukazatele RMSE. Z hodnot RMSE je patrné, že nejmenší chyby dosahuje T2FLS oproti T1FLS. Konkrétně T2FLS při zkoumání investičního rozhodování dosahuje chyby 0.07286. T1FLS typu Sugeno dosahuje chyby nepatrně vyšší než T2FLS s hodnotou 0.07879. Nejhorších výsledků pro zkoumaný problém dosahuje T1FLS typu Mamdani s chybovou hodnotou 0.08632. Nespornou výhodou pro aplikaci T2FLS na finančních trzích je schopnost pojmut vyšší stupeň nejistoty oproti T1FLS. T2FLS prokázal výpočetní flexibilitu a vhodnosti pro modelování systémů komplexních, dynamických a nelineárních vztahů, které jsou běžné na finančních trzích.

## **Diskuze**

Akciový trh je dynamický a velice složitý systém, jak uvádí Brož a Dostál (2013), tudíž neexistuje zcela jednoduchý způsob, jak předpovědět budoucí vývoj. Cílem vytvořeného modelu není predikovat budoucí vývoj, nýbrž identifikovat ziskové příležitosti, usnadnit rozhodovací proces pro investory a stanovit doporučení ze zvolených vstupních proměnných. Do vytvořeného modelu by bylo samozřejmě možné přidat další vstupní proměnné a vytvořit revidovaný model poněkud složitější, nicméně cílem tohoto příspěvku bylo udržet sadu vstupních proměnných a samotný model co nejjednodušší. Dále jak uvádí Doskočil a Dostál (2017), pouze ověřený model může být v praxi využit jako nástroj pro investiční rozhodování. Z toho důvodu nelze navržený fuzzy model považovat a konečný a jediný správný.

Fullér (1995) definuje některá omezení týkající se fuzzy logiky. Mezi tyto problémy lze zařadit skutečnost, že neexistují žádné záruky, že fuzzy systém zůstane stabilní. Navíc postrádá schopnost učení se a nedisponuje žádnou pamětí. Samotné stanovení vhodné funkce příslušnosti a fuzzy pravidel je samo o sobě velice obtížné, neboť i po rozsáhlém testování není snadné říci, kolik funkcí příslušnosti je nezbytných. Verifikace a validace fuzzy systému vyžaduje rozsáhlé testování s hardwarem ve smyčce, což nemusí být přijatelné pro všechny vývojáře.

## **Závěr**

Proces rozhodování o investičních příležitostech je v dnešní době široce diskutovaným tématem. Modely založené na umělé inteligenci používané v mnoha vědních oborech mohou být použity k tomuto účelu. V tomto příspěvku je představena implementace systému type-2 fuzzy logiky na problém investičního rozhodování. Využití T2FLS může vést k reálnějším a přesnějším výsledkům oproti T1FLS. V příspěvku je vyvinut snadno využitelný model, který obsahuje jednoduché vstupní proměnné zásadně ovlivňující rozhodnutí o investování peněžních prostředků na českém akciovém trhu, přesto model poskytuje investorům spolehlivé doporučení o investici. Pro další výzkum by bylo vhodné rozšířit navržený model o další významné fundamentální indikátory, popřípadě zakomponovat technické a psychologické indikátory a sledovat sílu revidovaného modelu i na jiných akciových trzích.

## **Poděkování**

Příspěvek vznikl za podpory projektu No. FP-J-19-5814 'Využití umělé inteligence v podnikatelství III' a No. FP-S-18-5524 'Informační a znalostní management v éře průmyslu 4.0' interní grantové agentury VUT v Brně.



## Reference

- Arenas, M., Bilbao, A., Rodriguez, M. V. (2001). A fuzzy goal programming approach to portfolio selection. *European Journal of Operational Research*, 133, 287-297.
- Bernardo, D., Hagrass, H., Tsang, E. (2012). An interval type-2 Fuzzy Logic based system for model generation and summarization of arbitrage opportunities in stock markets. *12th UK Workshop on Computational Intelligence (UKCI)*. IEEE, 1-7.
- Brož, Z., Dostál, P. (2013). Fuzzy Logic Decision Support for Long-Term Investing in the Financial Markets. *Nostradamus: Modern Methods of Prediction, Modeling and Analysis of Nonlinear Systems*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.
- Castillo, O., Melin, P., Castro, R. J. (2013). Computational intelligence software for interval type-2 fuzzy logic. *Computer Applications in Engineering Education*, 21(4), 737-747. DOI: 10.1002/cae.20522.
- Castillo, O., Melin, P., Kacprzyk, J., Pedrycz, W. (2007). Type-2 Fuzzy Logic: Theory and Applications. *IEEE International Conference on Granular Computing (GRC)*. IEEE, 145-145.
- Chang P. C., Fan C. Y., Lin J. L. (2011). Trend discovery in financial time series data using a case based fuzzy decision tree. *Expert Systems with Applications*, 38, 6070-6080.
- Chen, Y., Wang, D., Ning, W. (2018). Forecasting by TSK general type-2 fuzzy logic systems optimized with genetic algorithms. *Optimal Control Applications and Methods*, 39(1), 393-409. DOI: 10.1002/oca.2353.
- Doskočil, R., Dostál, P. (2017). Project success evaluation model based on FIS. In *Perspectives of business and entrepreneurship development in digital age: economics, management, finance and system engineering from the academic and, practioners views*, 149-155.
- Dostál, P. (2011). *Advanced Decision Making in Business and Public Services*. Brno: Academic Publishing House CERM.
- Dostál, P., Rais, K., Sojka, Z. (2005). *Pokročilé metody manažerského rozhodování: konkrétní příklady využití metod v praxi*. Praha: Grada. Expert (Grada).
- Dourra, H., Pepe, S. I. Y. (2002). Investment using technical analysis and fuzzy logic, *Fuzzy Sets and Systems*, 127, 221-240.
- Esfahanipour, A., Aghamiri, W. (2010). Adapted Neuro-Fuzzy Inference System on indirect approach TSK fuzzy rule base for stock market analysis. *Expert Systems with Applications*, 37(7), 4742-4748.
- Fang, Y., Lai, K. K., Wang, S. (2006). Portfolio rebalancing model with transaction costs based on fuzzy decision theory. *European Journal of Operational Research*, 175(2), 879-893.
- Fullér, R. (1995). *Neural Fuzzy Systems*. Åbo Akademis tryckeri, Åbo, ESF Series A.
- Gupta, P., Mehrlawat, M. K., Saxena, A. (2008). Asset portfolio optimization using fuzzy mathematical programming. *Information Sciences*, 178(6), 1734-1755.
- Hasuike, T., Ishii, H. (2009). A portfolio selection problem with type-2 fuzzy return based on possibility measure and interval programming. *IEEE International Conference on Fuzzy Systems*. IEEE, 267-272.
- Huang, K. H., Yu, T. H. K. (2005). A type 2 fuzzy time series model for stock index forecasting. *Phys. A, Stat. Mech. Appl.*, 353, 445-462.
- Janková, Z. (2018). Využití fuzzy logiky při optimalizaci investičního portfolia. In *Workshop specifického výzkumu 2018*. Brno: Vysoké učení technické v Brně, Fakulta podnikatelská, 101-109.
- Jiang, J. A., Syue, C. H., Wang C. H., Wang, J. C., Shieh, J. S. (2018). An Interval Type-2 Fuzzy Logic System for Stock Index Forecasting Based on Fuzzy Time Series and a Fuzzy Logical Relationship Map. *IEEE Access*. 6, 69107-69119.
- Jilani T., Burney S. (2008). A refined fuzzy time series model for stock market forecasting. *Physica A*, 387, 2857-2862.

- Jura, P. (2005). *Fuzzy logika v modelování a řízení dynamických systémů: současný stav, perspektivy a výuka: teze přednášky k profesorskému jmenovacímu řízení v oboru Technická kybernetika*. Brno: VUTUM.
- Karnik, N. N., Mendel, J. M. (2001). Centroid of a type-2 fuzzy set. *Information Sciences*, 132, 195–220.
- Kayacan, E., Sarabakha, A., Coupland, S., John, R., Khanesar, M. A. (2018). Type-2 fuzzy elliptic membership functions for modeling uncertainty. *Engineering Applications of Artificial Intelligence*, 70, 170-183. DOI: 10.1016/j.engappai.2018.02.004.
- Khanesar, M. A., Kayacan, E., Teshnehlab, M., Kaynak, O. (2011). Analysis of the Noise Reduction Property of Type-2 Fuzzy Logic Systems Using a Novel Type-2 Membership Function. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics, Part B (Cybernetics)*, 41(5), 1395-1406. DOI: 10.1109/TSMCB.2011.2148173.
- Liang, Q., Mendel, J. M. (2000). Interval type-2 fuzzy logic systems: theory and design. *IEEE Transactions on Fuzzy Systems*, 8(5), 535-550. DOI: 10.1109/91.873577.
- Liu, C. F., Yeh, C. Y., Lee, S. J. (2012). Application of type-2 neuro-fuzzymodeling in stock price prediction, *Appl. Soft Comput*, 12(4), 1348–1358.
- Mayilvaganan, M. K., Naidu, K. B. (2011). Comparison of membership functions in adaptive-network-based fuzzy inference system (ANFIS) for the prediction of groundwater level of a watershed. *Journal of Computer Applications Research and Development*, 1(1), 35-42.
- Medasani, S., Kim, J., Krishnapuram, R. (1998). An overview of membership function generation techniques for pattern recognition. *International Journal of Approximate Reasoning*. 19(3-4), 391-417. DOI: 10.1016/S0888-613X(98)10017-8.
- Melin, P., Castillo, O. (2014). A review on type-2 fuzzy logic applications in clustering, classification and pattern recognition. *Applied Soft Computing*, 21, 568-577. DOI: 10.1016/j.asoc.2014.04.017.
- Mendel, J. M. (2007). Advances in type-2 fuzzy sets and systems. *Information Sciences*, 177(1), 84-110. DOI: 10.1016/j.ins.2006.05.003.
- Mendel, J. M. (2001). *Uncertain Rule-Based Fuzzy Logic Systems: Introduction and New Directions*, Prentice-Hall, Upper-Saddle River.
- Novák, V. (2000). *Základy fuzzy modelování*. Praha: BEN - technická literatura.
- Othman, S., Schneider, E. (2010). Decision making using fuzzy logic for stock trading. *International Symposium on Information Technology*. IEEE, 880-884.
- Rao, V. N., Reddy, K. N., Sangam, S. (2017). Application of Fuzzy Logic in Financial Market for Decision Making. *International Journal of Advanced Research in Computer Science*, 8(3), 382-386.
- Talpur, N, Salleh, M. N. M., Hussain, K. (2017). An investigation of membership functions on performance of ANFIS for solving classification problems. *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*, 226.
- Taskin, A., Kumbasar, T. (2015). An Open Source Matlab/Simulink Toolbox for Interval Type-2 Fuzzy Logic Systems. *IEEE Symposium Series on Computational Intelligence*. IEEE, 1561-1568.
- Tung, K. T., Le, M. H. (2017). An Application of Artificial Neural Networks and Fuzzy Logic on the Stock Price Prediction Problem. *JOIV: International Journal on Informatics Visualization*, 1(2), 40-49.
- Wang J., Wang, J. (2015). Forecasting stock market indexes using principle component analysis and stochastic time effective neural networks. *Neurocomputing*, 156, 68-78.
- Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy sets. *Information and Control*. 8(3), 338-353. DOI: 10.1016/S0019-9958(65)90241-X.
- Zarandi, M. H., Rezaee, B., Turksen, I. B., Neshat, E. (2009). A type-2 fuzzy rule-based expert system model for stock price analysis. *Expert Systems with Applications* 36(1), 139-154. DOI: 10.1016/j.eswa.2007.09.034.

## **Kontaktní adresa**

### **Ing. et Ing. Zuzana Janková**

Vysoké učení technické v Brně, Podnikatelská fakulta, Ústav informatiky  
Kolejní 2906/4, Královo Pole, 612 00 Brno, Czech Republic  
E-mail: xpjanko01@vutbr.cz

### **prof. Ing. Petr Dostál, CSc.**

Vysoké učení technické v Brně, Podnikatelská fakulta, Ústav informatiky  
Kolejní 2906/4, Královo Pole, 612 00 Brno, Czech Republic  
E-mail: dostal@fbm.vutbr.cz  
Tel. číslo: +420541143714

Received: 03. 04. 2019, reviewed: 26. 09. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# FISCAL DECENTRALIZATION AND REGIONAL DISPARITIES IN CZECHIA AND SLOVAKIA: REGRESSION ANALYSIS AT THE NUTS 2 AND NUTS 3 LEVEL

Lenka Maličká

**Abstract:** *Connection between fiscal decentralization and regional disparities is usually explained in two different manners. Fiscal decentralization might enhance the economic growth and optimal public good provision (and by this way might reduce regional disparities) or it can contribute to the deepening of differences among poor and rich regions. However, there is a wide empirical research of this connection in the economic literature. Despite it, in Czech and Slovak related research, there is an absence of such a literature. This paper focuses on revealing the character of relationship between fiscal decentralization and regional disparities in Czechia and Slovakia on both NUTS2 and NUTS3 levels. Regional disparities increase within both countries. Additionally, estimations results are about supporting the undesirable effect of fiscal decentralization. Statistical significant positive relationship between expenditure and revenue decentralization and regional disparities is observed in both countries, while this relationship using the measurement of tax decentralization is significant and negative only in the case of Slovakia. Unfortunately, even if the inverse estimated relationship support the hypothesis about reduction of regional disparities by tax decentralization, analysis of input data shows the trend toward decreasing the tax decentralization. It contributes to higher regional disparities, too.*

**Keywords:** *Regional Disparities, Fiscal Decentralization, NUTS 2, NUTS 3.*

**JEL Classification:** *R12, H71, H73.*

## Introduction

Disparities and income inequalities within countries and among countries exist permanently. But not very often the relation between fiscal decentralization and regional disparities is considered as alive and important. In the field of related economic literature (e.g. Bartolini, et al. 2016; Faldi 2016 or Ezcurra and Pascual, 2008), the influence of fiscal decentralization on regional disparities is equivocal. Arguments in favour of fiscal decentralization stays for higher rate of decentralization, because it assures optimal provision of public resources and encourages economic growth. Arguments in expense of fiscal decentralization are based on the possible occurrence of tax competition for mobile resources (capital). Poor regions are not able to compete with rich ones. This leads to deepening of regional disparities, when rich regions became richer and poor poorer. This disruption in theoretical argumentation is emulated by result of the empirical research.

Regional disparities within Czechia and Slovakia undoubtedly exist and a wide research is dedicated to this field. Similarly, the extent research of fiscal decentralization in mentioned countries was made. And while the foreign economic literature analyses the potential connection between fiscal decentralization and regional disparities, in Czech and Slovak empirical literature, only the blank space could be found. This is the main motivation of the paper.

Thus, the main goal of the paper is to estimate the relationship between fiscal decentralization and regional disparities in two neighbouring and quite comparable countries, Czechia and Slovakia, employing the regression analysis. The motivation emerges from ambiguous reference of the theoretical and empirical literature. With regard on current course of public sector in both countries. The impetus for the research methods rises from the work of Lessmann (2006).

The paper is organized in the following manner. After the introduction, the chapter of literature review explains results obtained in recent research. It is followed by the chapter of methods. The chapter of results and discussion presents main findings of the research and opens related questions. The paper ends with conclusion and appendices.

## **1 Literature review**

Correspondingly to antagonism of arguments in favour and in expense of the fiscal decentralization and its impact on regional disparities, results of empirical studies are ambiguous. Undesired impact of fiscal decentralization on regional disparities is early discussed by Prud'homme (1995). He argues that decentralization can be the mother of segregation). His idea was since then frequently under attention. Lessmann (2006, 2009), Ezcurra and Pascual (2008) or Suwanan and Sulstiani (2009) are discussing negative redistributive effects of fiscal decentralization as major argument against the decentralization. However, observed results often show an inverse relationship between the rate of the fiscal decentralization and regional disparities.

Ezcurra and Pascual (2008) revealed on the sample of EU countries, that fiscal decentralization is negatively correlated with regional disparities. Fiscal decentralization contributed to a more balanced distribution of resources across space. Lessmann (2009) investigates for the relationship between fiscal decentralization and regional disparities in a set of 23 OECD countries in the period of 1982–2000. His results show the inverse relationship also in poor regions. Suwanan and Sulstiani (2009) made his research on 33 Indonesian provinces in the period of 2001–2008 using a dynamic panel model based on the GMM. His results confirm the desired effect of fiscal decentralization on regional disparities, when the increase of the fiscal decentralization rate causes the decrease of regional disparities among Indonesian provinces. Rodriguez-Pose and Ezcurra (2010) stressed the relationship between fiscal decentralization and regional disparities in 19 developed and seven developing countries in 1990–2006 using a panel data. In developed countries fiscal decentralization reduces regional disparities. In developing countries is this relationship positive. Kyriacou et al. (2015) made a related research. On the sample of 24 OECD countries in the period of 1984–2006, they investigated, how the government quality influences the relation between the fiscal decentralization and regional disparities. Their basic hypothesis is about the potential force of fiscal decentralization to reduce income differences across regions. The menace they saw in governance problems connected to sub-national governments. Their results show, that fiscal decentralization promotes regional convergence in high government quality. Contrary, if the quality of government is poor, the fiscal decentralization increases regional disparities. Bartolini et al. (2016) searched for the relationship between balanced fiscal structures and regional disparities. Their research cover panel of 30 OECD countries in the period of 1995–2011. According to their results, when local spending is financed by local taxation, regional disparities are reduced. Balanced fiscal

structure could provide an incentive to better use of local sources and supports economic development. Bartolini et al. (2016: 46–47) provides also a brief review of empirical literature on the link between fiscal decentralization and regional disparities.

As it was mentioned in the Introduction, in Czech and Slovak conditions there is an absence of literature focusing on the direct connection between fiscal decentralization and regional disparities. Regional disparities in Czechia are stressed separately, e.g. by Štika (2004), Svatošová (2012) or Svatošová and Novotná (2012). In Slovakia, research in this field is made e.g. by Rajčáková (2006), Matlovič and Matlovičová (2011) or Rajčáková and Švecová (2011), etc. Regional disparities in central and eastern European countries during their transition are stressed by Ezcurra et al. (2007) and later by Smętkowski (2015). Regional disparities in Czechia and Slovakia in connection with sustainable growing of energy plants are analysed by Kotrla et al. (2017). Fiscal decentralization in Czechia is analysed e.g. by Jílek (2009) or Provazníková (2015). In Slovakia the wide research is made by Maličká (2016) or Maličká et al. (2017).

## 2 Methods

The research covers the period 2000–2016 and data for Czechia (CZ) and Slovakia (SK) are extracted from the Eurostat (2019), where the Regional statistics by NUTS classification is provided.

For the fiscal decentralization indicators, measures of expenditure, revenue and tax decentralization are employed. Expenditure and revenue decentralization measures (*ExpDec* and *RevDec*) are constructed as share of local government expenditure or revenue on general government total expenditure or revenue. Tax decentralization is measured in two different ways. First as a share of local government tax revenues on general government total tax revenues (*TaxDec1*). Second, it is measured as a share of local government tax revenues on local government total revenues (*TaxDec2*). These indicators are broadly employed in the fiscal decentralization research.

For the regional disparity measures, the Gini coefficient (abbreviated as *gini*), coefficient of variation (*cv*) as standard deviation relativized by the mean value and diffusion ( $\sigma^2$ ) are calculated. The *gini* and *cv* are broadly used measures of regional disparities in the empirical evidence. Beside it, Matlovič and Matlovičová (2011) display a  $\sigma^2$  to capture regional disparities in SK. All measures are computed at the basis of the regional GDP per capital, as propose e.g. Bartolini et al. (2016) and many others. However, the empirical evidence employs also other forms of mentioned measures, e.g. Lessmann (2006) uses an adjusted Gini coefficient, population weighted coefficient of variations and mentions other possible indicators based on Herfindahl index or Theil Index. Svatošová (2012) uses an integral indicator covering the whole spectrum of socio-economic conditions. Hamada (2013) or Bartolini et al. (2016) make a review of regional disparity indicators. Mentioning the research of Lessmann (2006), the impetus for computing regional disparities for different NUTS regions comes from his paper. He shows the dependency of regional disparities on the territorial classification. Results present that regional disparities on the NUTS2 level are in average lower than disparities measured at the NUTS3 level. Argues, that the effect of commuters is here partially internalized.

To estimate the relationship between the fiscal decentralization and regional disparities, separately for CZ and SK, the two-stage least square method (TSLS), proposed by Lessmann (2006), is primarily used. This idea is supported by preliminary calculations, which revealed the possible endogeneity problem of the fiscal decentralization measures, mentioned in Lessmann (2006). The final decision of employing the TSLS or OLS (ordinary least square method) is taken at the basis of the Hausman test (null hypothesis: OLS estimates are consistent). When the null hypothesis is not rejected, the OLS is employed. Validity of instruments is tested by the Weak instrument test (First-stage F-statistics, a value  $< 10$  may indicate weak instruments). Sargan over-identification test is used to test the validity of instruments (null hypothesis: all instruments are valid). Despite of use of robust standard errors (HAC) the heteroskedasticity is tested using the Pesaran-Taylor test for heteroscedasticity (null hypothesis: heteroskedasticity not present) and autocorrelation is tested using a LM test for autocorrelation (null hypothesis: no autocorrelation). If the OLS estimates are consistent according to Hausman test, or any other detections counts counter to use of TSLS, the OLS model is estimated. In OLS estimations, the presence of heteroscedasticity is tested using the Breusch-Pagan test (null hypothesis: heteroskedasticity not present).

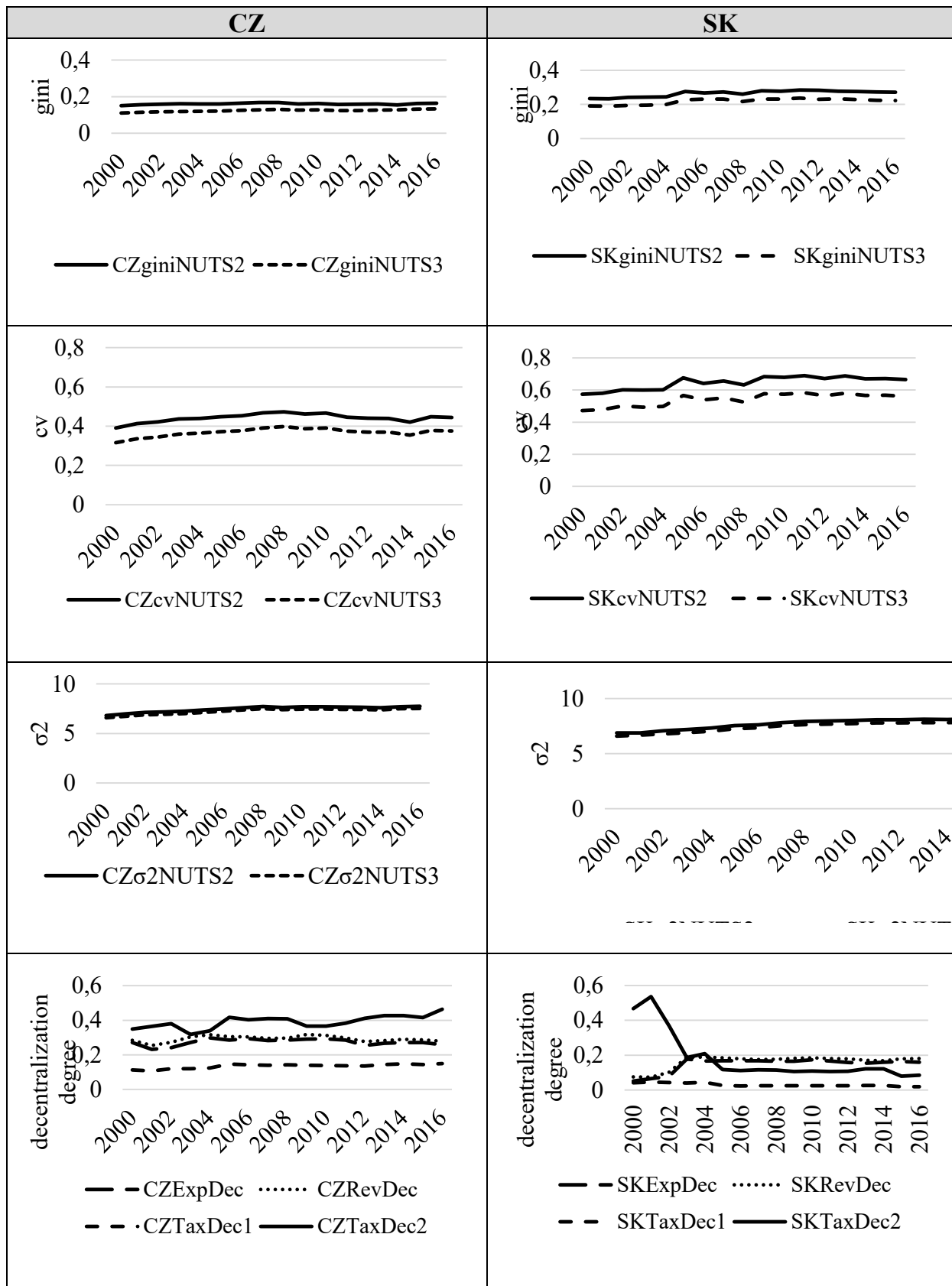
### 3 Results and discussion

Comparison of variables of regional disparities at the level of NUTS2 and NUTS3 and fiscal decentralization measurements are shown in Fig. 1. According to the between country comparison, regional disparities measured by various different indicators are higher in SK, similarly to results mentioned by Ezcurra et al. (2007) or Smętkowski (2015). Degree of fiscal decentralization is higher in Czechia.

As it is observable, contrary to arguments of Lessmann (2006), within countries regional disparities on the level of NUTS2 are higher than on NUTS3 level in both countries. The reason might be found in the outstanding strong position of the units of capital cities in both countries (Praha in CZ and Bratislava in SK) at the NUTS2 level. At the NUTS3 level, regional disparities are lower due to existence of other strong units (strong means with high GDP per capita). Revision of spatial distribution of NUTS3 units with high GDP per capita (excluding the capitals) reveals, that such units are included to a NUTS2 unit together with NUTS3 units with low GDP per capita.

Expenditure and revenue decentralization indicators (*ExpDec* and *RevDec*, see Fig. 1) in the period 2000–2016 show increase of fiscal decentralization since the beginning of monitored period, when the decentralization was implemented by the law in both countries. Values of the tax decentralization measured as *TaxDecI* are obviously lower. It means that major part of government tax revenues is created and used on the central level of government. Additionally, in comparison with the revenue decentralization, it is evident, that local governments are financed through transfers. In SK, according to *TaxDecI* indicator, the tax recentralization (movement towards centralization) is observable, what is mentioned also by Maličká et al. (2017). Deriving the findings of Jílek (2009), countries with low tax decentralization suffer from low tax autonomy of local governments. In countries with low local tax autonomy, shared taxes are widely used.

**Fig. 1: Comparison of regional disparities and fiscal decentralization various measures for Czechia and Slovakia calculated for NUTS2 and NUTS3**



Source: own computation

The *TaxDec2* indicator, measured as a share of local government tax revenues on local government total revenues, is sensitive to the economic situation and law



changes. Its development in case of CZ is fluctuant. In years 2003–2004 its decrease is observed. As mentions Provazníková (2015: 122), the government did not adopt repetitively the law focusing on increase of ratio on shared taxes for regions, which were thus financed at the basis of transfers. Simultaneous increase of *ExpDec* and *RevDec* indicators is present. Other decrease of the CZ's *TaxDec2* is observed in the period of financial crisis due to decrease of the receipts from shared tax related to economic development. In SK, the massive decrease of the *TaxDec2* indicator since 2002 was caused by transfer funding of local governments. After the adoption of fiscal decentralization correspondent legislation (in 2005, Maličková, 2016), it behaves stably with smooth decrease in 2015, due to change in legislation concerning on vehicle tax managed by Slovak regions.

Detailed results of all provided estimations are displayed in Tab. 1 for NUTS 2 and Tab. 2 for NUTS3. In results, certain common tendencies are observable.

First, estimated coefficients of *ExpDec* and *RevDec* are positive and significant in prevalent part, in both countries and at both NUTS levels. The mentioned positive relationship counts on deepening of regional disparities with higher degrees of fiscal decentralization measured as expenditure and revenue decentralization. Expenditure and revenue decentralization measures include transfer payments made by the central government to sub-national governments. It is obvious that transfer payments create an important part of sub-national revenue (see Fig. 1, difference between *ExpDec* or *RevDec* and *TaxDec1*). Even they should reduce vertical fiscal imbalances and ensure the horizontal equalization, they could not enhance the optimal provision of local public goods (e.g. due to potential presence of the fly-paper effect) and thus they could not decrease horizontal inequalities among correspondent NUTS units. As transfers are received by subnational governments, they are immediately spent to cover current needs of localities and do not create any space to improve the conditions of local public goods provisioning.

Second, in general, estimated coefficients of *TaxDec1* and *TaxDec2* are negative in prevalent part in both countries and at both NUTS levels. Here, two additional facts might be observed. In case of CZ, the relationship between fiscal decentralization and regional disparities is negative but mostly it is not statistically significant. In case of SK, the relationship between the tax decentralization indicators and regional disparities, on both NUTS2 and NUTS3 levels, is negative and statistically significant. Regional disparities are reduced with higher degrees of tax decentralization. But considering the real development of the tax decentralization in the SK's conditions, the inverse relationship between tax decentralization and regional disparities should be interpreted quite differently. With lowering degree of tax decentralization (what is empirically observable), regional disparities are deepening. Persistent regional disparities result in the mobile capital localization processes across the country. In the SK it is significantly influenced by incentives given by the central government and by the process of privatisation of national enterprises, which are mostly situated in the area close to the capital city (or capital city region). Investors consider i.a. the tax system of the country. Assignment of certain advantage, e.g. tax holiday, is usually related to the corporate tax. In this case, the central government has the power to tax. Possibilities of lower governments are limited in this field. Additionally, manipulation with the real estate tax (where the tax power is assigned to local governments) to attract the mobile capital might boost the tax competition among localities. Potential

scenario is twofold. It might lead to the race-to-the-bottom or to raise of local development caused by catching the investment.

**Tab. 1: Results of estimations for Czechia and Slovakia NUTS 2**

Czechia												
	gini				cv				$\sigma^2$			
const	0.149 ***	0.134 ***	0.573 ***	0.346 ***	0.264 ***	0.179 **	2.375 ***	0.746 *	5.903 ***	5.647 ***	12.91 ***	6.881 ***
Unempl	-0.003 ***	-0.004 ***	-0.001 **	-0.003 ***	-0.007 **	-0.008 **	0.003	-0.012 **	-0.012	-0.017	0.021 ***	-0.102 **
GDPpc	-0.001 **	-0.001 **	0.002 ***		-0.001	-0.001	0.013 ***		0.070 ***	0.071 ***	0.115 ***	
pop			-0.040 ***	-0.015 **			-0.199	-0.016			-0.678 ***	0.888 **
ExpDec	0.168 ***				0.854 ***				2,790 ***			
RevDec		0.214 ***				1.123 ***				3.571 ***		
TaxDec1			-0.086				-0.458				-0.028	
TaxDec2				-0.016				-0.134				0.394 *
Hausman test	0.006	0.002	0.832	0.002	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.520	0.150
Estimated model TSLS/OLS	↓ TSLS	↓ TSLS	↓ OLS	Weak ins. test < 10 ↓ OLS	↓ TSLS	↓ TSLS	Low AdjR <sup>2</sup> at TSLS ↓ OLS	Weak ins. test < 10 ↓ OLS	↓ TSLS	↓ TSLS	↓ OLS	↓ OLS
Sargan over- identification test	0.512	0.587	-	-	0.631	0.895	-	-	0.783	0.481	-	-
Weak instrument test	26.15	11.19	-	0.127	26.15	11.19	-	0.127	26.15	11.19	-	-
LM test for autocorrelation	0.187	0.301	0.121	0.064	0.933	0.611	0.976	0.114	0.171	0.445	0.856	0.031
Pesaran-Taylor test	0.154	0.101	-	-	0.525	0.058	-	-	0.736	0.335	-	-
Breusch-Pagan test	-	-	0.187	0.119	-	-	0.236	0.595	-	-	0.899	0.539
Adj R <sup>2</sup>	0.511	0.415	0.780	0.535	0.586	0.543	0.829	0.199	0.984	0.975	0.993	0.641
Slovakia												
	gini				cv				$\sigma^2$			
const	0.166 ***	0.171 ***	0.252 ***	0.230 ***	0.469 ***	0.469 ***	0.584 ***	0.537 ***	6.111 ***	6.183 ***	6.937 ***	6.843 ***
Unempl	0.001	0.001	0.003 ***	0.001	0.003	0.003	0.009 ***	0.004 **	0.005	0.001	0.013	0.005
GDPpc	0.003 ***	0.003 ***	0.002 ***	0.003 **	0.009 ***	0.009 ***	0.006 ***	0.007 ***	0.010 ***	0.098 ***	0.097 ***	0.094 ***
pop												
ExpDec	0.304 **				0.294				3.479 ***			
RevDec		0.286 **				0.298				3.165 ***		
TaxDec1			-2.028 ***				-4.478 ***				-13.42 ***	
TaxDec2				-0.069 **				-0.149 **				-0.911 ***
Hausman test	0.036	0.025	0.138	0.311	0.128	0.079	0.068	0.702	0.003	0.011	0.011	0.130
Estimated model TSLS/OLS	↓ TSLS	↓ TSLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ TSLS	↓ TSLS	↓ OLS	↓ OLS
Sargan over- identification test	0.458	0.332	-	-	-	-	-	-	0.438	0.173	-	-
Weak instrument test	9.91	12.51	-	-	-	-	-	-	9.91	12.51	-	-
LM test for autocorrelation	0.838	0.508	0.549	0.739	0.476	0.510	0.675	0.505	0.534	0.882	0.024	0.530
Pesaran-Taylor test	0.022	0.079	-	-	-	-	-	-	0.003	0.018	-	-
Breusch-Pagan test	-	-	0.526	0.193	0.077	0.060	0.821	0.100	-	-	0.447	0.503
Adj R <sup>2</sup>	0.610	0.618	0.865	0.791	0.736	0.733	0.863	0.786	0.968	0.973	0.971	0.989

Legend: \*\*\* significant at 0.01 level, \*\* at 0.05 level and \* at 0.1 level of significance

Source: own computation

**Tab. 2: Results of estimations for Czechia and Slovakia NUTS 3**

Czechia												
	gini				cv				$\sigma^2$			
const	0.109 ***	0.104 ***	0.105 ***	0.123 ***	0.200 ***	0.127 **	2.001 ***	0.482	5.674 ***	5.423 ***	5.152 ***	12.51 ***
Unempl	- 0.002 ***	-0.002 ***	- 0.002 ***	-0.002 ***	- 0.006 **	- 0.007 **	0.002	-0.012 **	- 0.011	- 0.016	0.001	0.017 **
GDPpc	0.001 ***	0.001 ***	0.001 **	0.001 ***	0.001	0.001	0.013 ***		0.072 ***	0.073 ***	0.050 ***	0.116 ***
pop							-0.171 ***	-0.123				- 0.654 ***
ExpDec	0.059 ***				0.739 ***				2.694 ***			
RevDec		0.074 ***				0.971 ***				3.444 ***		
TaxDec1			0.150 **				-0.310				10.32 **	
TaxDec2				-0.007				-0.102				- 0.225
Hausman test	0.187	0.611	0.205	0.480	0.006	0.000	0.000	0.789	0.000	0.000	0.000	0.000
Estimated model TOLS/OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ TOLS	↓ TOLS	Low AdjR <sup>2</sup> at TOLS ↓ OLS	↓ OLS	↓ TOLS	↓ TOLS	↓ TOLS	Weak instr. ↓ OLS
Sargan over- identification test	-	-	-	-	0.624	0.880	0.397	-	0.727	0.455	0.404	-
Weak instrument test	-	-	-	-	26.15	11.19	11.39	-	26.15	11.19	11.40	-
LM test for autocorrelation	0.731	0.578	0.525	0.345	0.625	0.879	0.949	0.074	0.118	0.406	0.271	0.866
Pesaran-Taylor test	-	-	-	-	0.673	0.052	-	-	0.804	0.392	0.779	-
Breusch-Pagan test	0.514	0.577	0.188	0.282	-	-	0.274	0.547	-	-	-	0.678
Adj R <sup>2</sup>	0.916	0.926	0.914	0.885	0.726	0.674	0.879	0.274	0.987	0.980	0.929	0.994
Slovakia												
	gini				cv				$\sigma^2$			
const	0.141 ***	0.145 ***	2.361 ***	1.797 **	3.715 **	3.744 **	0.480 ***	0.434 ***	5.920 ***	5.981 ***	31.81 ***	6.593 ***
Unempl	0.001	0.000	0.004 ***	0.001	0.004 **	0.004 **	0.009 ***	0.004 *	0.003	0.000	0.023 ***	0.007
GDPpc	0.002 *	0.002	0.004 ***	0.004 **	0.013 ***	0.013 ***	0.006 ***	0.007 ***	0.098 ***	0.100 ***	0.125 ***	0.090 ***
pop			- 0.403 ***	-0.301	- 0.627 **	- 0.633 **					- 4.770 ***	
ExpDec	0.334 **				0.099				3.102 ***			
RevDec		0.315 **				0.107				2.839 ***		
TaxDec1			- 1.900 ***				-4.233 ***				- 10.84 ***	
TaxDec2				-0.041				-0.136 **				- 1.025 ***
Hausman test	0.017	0.005	0.583	0.080	0.106	0.070	0.115	0.704	0.000	0.001	0.033	0.022
Estimated model TOLS/OLS	↓ TOLS	↓ TOLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ OLS	↓ TOLS	↓ TOLS	Weak instr. ↓ OLS	↓ TOLS
Sargan over- identification test	0.421	0.320	-	-	-	-	-	-	0.367	0.172	-	0.081
Weak instrument test	9.91	18.57	-	-	-	-	-	-	9.91	18.57	0.533	10.13
LM test for autocorrelation	0.067	0.054	0.367	0.533	0.304	0.305	0.602	0.587	0.665	0.104	0.991	0.725
Pesaran-Taylor test	0.016	0.056	-	-	-	-	-	-	0.007	0.027	-	0.036
Breusch-Pagan test	-	-	0.568	0.034	0.122	0.092	0.858	0.123	-	-	0.422	
Adj R <sup>2</sup>	0.516	0.503	0.914	0.748	0.749	0.750	0.868	0.786	0.969	0.971	0.995	0.980

Legend: \*\*\* significant at 0.01 level, \*\* at 0.05 level and \* at 0.1 level of significance

Source: own computation

Summarizing effects of control variables (their choice was inspired by Lessmann, 2006; Bartolini et al., 2016; etc.), following results are observed. Unemployment rate's impact on regional disparities is negative when measuring regional disparities at the NUTS2 level and positive in the case of NUTS3 level in both countries. Considering larger areas (NUTS2), the increase of unemployment rate causes the decrease of regional disparities, because they are in average more homogenous (cover units with higher and lower rate of unemployment). In the case of NUTS3, leading position of less developed units in terms of unemployment rate might cause higher regional disparities. Simultaneously, the leading position of regions around the capital city, eventually without unemployment, contributes to the abysmal deepening of disparities. The effect of the GDP per capita on regional disparities is positive. It might be caused by the unequal raise of the GDP per capita over the country. It is well known and evident, that the dynamics of the GDP per capita growth in areas near the capital city and in industrialized areas is higher (often threefold higher) than in other parts of both countries. The population size variable is employed only for OLS estimations and its impact on regional disparities bears the ambiguity. Its relationship with regional disparities is negative. The increase of population might reduce the regional disparities in the country. Feasibly, the decrease of population in numerous NUTS2 and NUTS3 units is observable in the period of 2000–2016 in both countries, except of NUTS2 and NUTS3 units covering the capital city and eventually other metropolitan areas, where the number of inhabitants is increasing. Correspondently, if the relationship between the population and regional disparities is inverse (negative), the decrease of population causes the increase of regional disparities. Unfortunately, according to the Eurostat (2019) population projections, the trend of diminishment of population beyond metropolitan areas in CZ and SK will continue in next 30 years.

Returning to the arguments in favour and in expense of the fiscal decentralization in connection with regional disparities, mentioned in the introductory part of the paper, it is possible to conclude that gains of the fiscal decentralization in the CZ and SK's conditions are not reached. In the monitored period, regional disparities increase and expenditure and revenue decentralization increase, too. In case of SK, the tax decentralization decreases. Both the positive impact of expenditure and revenue decentralization and negative impact of tax decentralization on regional disparities in fact reveal the undesirable situation in analysed countries.

## **Conclusion**

Fiscal decentralization is usually promoted for its economic gains (encouragement of economic growth, optimal provision of public goods). However, correspondent criticism reminds for its potential menaces (corruption, undesirable tax competition).

Fiscal decentralization was broadly adopted in many European economies in transition. In Czechia and Slovakia, its real contours became visible in the first decade of 21st century. The real impact of fiscal decentralization in these countries is partially distorted by the cost of adoption (Maličká et al., 2017) and by the financial crisis covered in the monitored period. Macroeconomic implications of fiscal decentralization might thus deviate from expectations and its impact on the economy might turn to undesirable one. This is also the case of the effect of fiscal decentralization on regional disparities. The theoretical literature is disunited in the question of the relationship between fiscal decentralization and regional disparities.

While gains of fiscal decentralization are expected in connection with enhancing the economic growth and allocative effectiveness, a strand of literature connects the fiscal decentralization with deepening the regional disparities through boost of tax competition among subnational self-government units.

The paper focuses on the relationship between fiscal decentralization and regional disparities in Czechia and Slovakia, neighbouring countries with common history. This relationship is analysed calculating regional disparities at NUTS2 and NUTS3 level and by processing the regression analysis, where fiscal decentralization measures are explanatory variables. As mention Bartolini et al. (2016: 16), regional inequalities are decreasing between but increasing within countries. The second part of the statement reflects the situation in both analysed countries, Czechia and Slovakia. Regional disparities increase in the monitored period of 2000–2016 in both countries. It is observable at the NUTS2 and also at the NUTS3 level. Impact of fiscal decentralization on regional disparities depends on the fiscal decentralization expression. Expenditure and revenue decentralization influence regional disparities positively. Tax decentralization influences regional disparities inversely. Statistically significant positive relationship between expenditure and revenue decentralization and regional disparities at both NUTS levels and in both countries signalises, that higher regional disparities might be connected with higher rates of fiscal decentralization. Statistically significant negative relationship between tax decentralization and regional disparities in Slovakia suggests, that by increasing the tax decentralization, regional disparities might be reduced. Paradoxically, in case of Slovakia, the decrease of tax decentralization is observed. Inverse (negative) character of analysed relationship thus lead to increase of regional disparities, too.

## Acknowledgement

This contribution was supported by grant VEGA No. 1/0806/18 “Socio-economic evaluation and measurement of economic effectiveness of cultural institutions with accent on museums and galleries in Slovakia”.

## References

- Bartolini, D., Stossberg, S., Blöchliger, H. (2016). Fiscal Decentralisation and Regional Disparities. OECD Economics Department Working Papers No. 1330, Paris: OECD. <https://dx.doi.org/10.1787/5jlpq7v3j237-en>. Available at: [https://www.oecd-ilibrary.org/economics/fiscal-decentralisation-and-regional-disparities\\_5jlpq7v3j237-en](https://www.oecd-ilibrary.org/economics/fiscal-decentralisation-and-regional-disparities_5jlpq7v3j237-en) [Accessed 03. 04. 2019].
- Ezcurra, R., Pascual, P., Rapún, M. (2007). The Dynamics of Regional Disparities in Central and Eastern Europe during Transition. *European Planning Studies*, 15(10), pp. 1397-1421. <https://doi.org/10.1080/09654310701550850>
- Ezcurra, R., Pascual, P. (2008). Fiscal Decentralization and Regional Disparities: Evidence from Several European Union Countries. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 40(5), pp. 1185–1201. <https://doi.org/10.1068/a39195>
- Eurostat (2019). Regional statistics by NUTS classification. Database - Eurostat [online]. Available at: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [Accessed 27. 3. 2019].
- Hamada, R. (2013). Regional disparities and Approaches to their Evaluation. *Geographical Studies*, 17(1), pp. 4–16.
- Jilek, M. (2009). Fiscal Decentralization Ratios in Czech Republic. *Acta Universitatis Bohemiae Meridionales, The Scientific Journal for Economics, Management and Trade*, 12(3), pp. 17–26.
- Kotrla, M., Mandalová, K., Prčík, M. (2017). Regional Disparities in Slovakia and The Czech Republic in the Context of Sustainable Growing of Energy Plants. *European Journal of Sustainable Development*, 6(2), pp. 165–180. DOI: 10.14207/ejsd.2017.v6n2p165

- Kyriacou, A. P., Muinelo-Gallo, L., Roca-Sagalés, O. (2015). Fiscal Decentralization and Regional Disparities: The Importance of Good Governance. *Papers in Regional Science*, 94(1), pp. 89–107. doi:10.1111/pirs.12061.
- Lessmann, C. (2006). Fiscal decentralization and Regional Disparity: A Panel Data Approach for OECD Countries. Ifo Working Paper No. 25. Munich: Institute for Economic REsearch at the University of Munich. Available at <http://www.cesifo-group.de/DocDL/IfoWorkingPaper-25.pdf> [Accessed 03. 04. 2019].
- Lessmann, C. (2009). Fiscal decentralization and Regional Disparity: Evidence from Cross-Section and Panel Data. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 41(10), pp. 2455–2473. <https://doi.org/10.1068/a41296>
- Maličká, L. (2016). Searching for fiscal decentralization constraining effect on local expenditure: case of Visegrad countries. *Scientific Papers of the University of Pardubice*, 23(8), pp. 68–80.
- Maličká, L., Šulíková, V., Šoltés, M. (2017). Relation between fiscal decentralization and economic growth in European Union countries and Slovakia. *Ekonomický časopis*, 65 (9), pp. 856–875.
- Matlovič, R., Matlovičová, K. (2011). Regionálne disparity a ich riešenie na Slovensku v rozličných kontextoch. *Acta Facultatis Studiorum Humanitatis et Naturae Universitatis Prešovensis, Folia Geographica*, LIII (18), pp. 8–87.
- Provazníková, R. (2015). *Financování měst, obcí a regionu: teorie a praxe*. 3.vyd. Praha: Grada.
- Prud'homme, R. (1995). The Dangers of Decentralization. *The World Bank Research Observer*, 10(2), pp. 201–220.
- Rajčáková, E. (2006). Regionálne disparity na Slovensku - vývoj a súčasný stav. *Geografická revue*, 2(2): 425–448.
- Rajčáková, E., Švecová, A. (2011). Regionálna štruktúra Slovenska v posledných troch desaťročiach. *Acta regionalia et environmentalica*, 8(2), pp. 29–37.
- Rodríguez-Pose, A., Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography*, 10(5), pp. 619–644. DOI: <https://doi.org/10.1093/jeg/lbp049>.
- Smętkowski, M. (2015). Differentiation and dynamics of regional development in Central and Eastern European Countries in the period of prosperity and austerity. *Studies of the Industrial Geography Commission of the Polish Geographical Society*, 29(2), pp. 37–52.
- Suwanan, A. F., Sulstiani, E. H. (2009). Fiscal Decentralization nad Regional Disparities in Indonesia: A Dynamic Panel Data Evidence. *Journal of Indonesian Economy and Business*, 24(3), pp. 328–336.
- Svatošová, L. (2012). The development of regional disparities in Czech Republic over the 2005–2010 years. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis* 60(7), pp. 337–344. DOI: 10.11118/actaun201260070337
- Svatošová, L., Novotná, Z. (2012). Regionální disparity a jejich vývoj v ČR v letech 1996–2010. *Acta Universitatis Bohemiae Meridionales, The Scientific Journal for Economics, Management and Trade*, 15(1), pp. 103–110.
- Štika, R. (2004). Regionální rozdíly v Česku v 90. letech v kontextu novodobého vývoje. *Geografie – Sborník České geografické společnosti*, 109 (1), pp. 15–26.

## Contact Address

**doc. Ing. Lenka Maličká, PhD.**

Technical University of Košice, Faculty of Economics, Department of Finance

Němcovej 32, 04001 Košice, Slovakia

Email: [lenka.malicka@tuke.sk](mailto:lenka.malicka@tuke.sk)

Phone number: +421556022665

Received: 30. 04. 2019, reviewed: 05. 07. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# IDENTIFYING KEY DETERMINANTS OF POVERTY IN SLOVAKIA

Alena Mojsejová

**Abstract:** *The article deals with identifying key determinants of poverty in Slovakia. The two main goals of this article are to examine which factors have a significant effect on poverty and to determine the influence of relevant factors on poverty of Slovak households. A logistic regression model was used to quantify the impact of selected factors on the risk of the poverty and for probability modelling. We compared two models, using data from EU SILC 2013 and EU SILC 2016. Statistically significant differences are by the region and also by the degree of urbanization. We found that variables such as gender, age, household type, households' economic activity, marital status, education, health, and tenure status significantly affected the occurrence of poverty. According to contingency coefficients, the rate of poverty was at most influenced by the economic activity, on the other hand, the lowest rate was obtained for general health of the person at the head of the household. The obtained results are compared with the known researches in this field.*

**Keywords:** *EU SILC – European Union Statistics on Income and Living Conditions; Europe 2020, Poverty; Logistic Regression*

**JEL Classification:** I32, R1, C31.

## Introduction

Very popular and important topic in the political and public debate is the problem of poverty (e.g. Šimúnková, 2000). According to the latest statistics, in 2017, 112.8 million people, or 22.4 % of the EU population, were at risk of poverty or social exclusion. This means roughly one in four people in the EU experienced at least one of the following three forms of poverty: monetary poverty, severe material deprivation, or are living in a household with very low work intensity (see Eurostat, 2018b). In Slovakia it was about 16.3 %. There was a slight decrease, by -1.7 percentage points, in comparison with previous year (see Eurostat, 2018b). The European Union offers specific programmes and draw up various proposals and recommendations for individual member states. The main programme is strategy Europe 2020. One of the five headline targets of the Europe 2020 indicators is to reduce poverty by lifting at least 20 million people out of the risk of poverty and social exclusion by 2020.

The main objective of this article is to identify key determinants that affect poverty in Slovak households. Examining the determinants of poverty in Slovakia is in this time of great interest especially for the implementation of the priorities and objectives set out in the strategy called Europe 2020. It is assumed that fiscal consolidation and long-term financial sustainability should be accompanied by important structural reforms particularly in the area of pension systems, health care systems, social protection and education. Set goals must be measurable and should be used for comparisons within EU. Other goal of the article is to construct useful model for the measurement of the influence of the relevant factors on the poverty in Slovak household. Poverty is a multidimensional problem (see Cheng and Wang, 2015 or Labudová et al, 2010, Řezanková and Želinský,

2014, Želinský, 2010). There are many researches investigating the factors that determine the poverty. For example Rogan, 2016 or Botti et al., 2012 found the evidence, that gender is the significant factor that influenced poverty. Poverty is connected to individual characteristics and household. There is significant evidence of a strong negative correlation between household size and consumption (or income) per person in developing countries (see Lanjouw and Ravallion, 1995, Šoltés and Ulman, 2015, Šoltés and Vojtková, 2018). An important cause and effect of poverty is education level (see Bici and Cela, 2017). The main recent study on determinants of poverty in Slovakia was done in 2012, (see Šoltés and Šoltésová, 2012a nad 2012b). They used EU SILC database to find out the factors affecting poverty in Slovakia. They measured intensity of dependence between selected factors on poverty. In our paper the results of the analysis will be compared with this older study about determinants of poverty in Slovakia.

## 1. Data and Methodology

The European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) is an instrument aiming at collecting timely and comparable cross-sectional and longitudinal multidimensional microdata on income, poverty, social exclusion and living conditions. Data for this research are obtained from survey EU SILC 2013 and EU SILC 2016. The sample size was 5214 households in 2013 and 5738 of households in 2016. Period, which is used, is calendar year preceding the year of the survey, i.e. for EU SILC 2016, reference period was calendar year 2015.

We use a binomial logistic regression model. This model allows quantifying the chances of dependent variable occurrence depending on the values of explanatory variables. The dependent variable is dichotomous variable *poverty* with values: 0 when a household disposable income is above poverty line<sup>1</sup> (household is not poor) and 1 when is below the poverty line (household is poor). Let  $P_i$  denote the probability that the  $i$ -th household is below the poverty line. We assume that  $P_i$  is a Bernoulli variable and its distribution depends on the vector of predictors  $X$ :

$$P_i = P(y_i = 1 | x_i, \alpha, \beta) = \frac{e^{\alpha + \beta x_i}}{1 + e^{\alpha + \beta x_i}} \quad (1)$$

where  $\alpha$  – is a scalar,

$\beta$  – is the vector of estimated coefficients,

$x_i$  – the  $i$ -th row of the regression matrix  $X$  containing the explanatory variables.

The logit model to be estimated is then written as

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \sum_{i=1}^{10} \beta_i x_i \quad (2)$$

The logit variable  $\ln \frac{P_i}{1 - P_i}$  is the natural logarithm of the odds in favour of the household falling below the poverty line. Equation is estimated by maximum likelihood

---

<sup>1</sup> Poverty line is given by at-risk-of-poverty threshold, which is set at 60 % of the national median equivalised disposable income after social transfers (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>).



method and the procedure does not require normality assumption or homoskedasticity of errors in predictors' variables (see Stankovičová and Vojtková, 2007).

Predictor (or explanatory) variables are a set of socioeconomic and demographic variables<sup>2</sup>. In the brackets is the code of the variable in EU SILC database. We worked with indicators that relate to the person at the head of the household. The coding of the categorical variables in the model has been changed to better interpretation of the results.

- $X_1$  - *Degree of urbanisation* (DB100) : Basic household data including degree of urbanisation: 1 - densely populated area (“ref”) , 2 - intermediate area, 3 - thinly populated area
- $X_2$  – *Region* (KRAJ): For the database EUSILC2013: 1- Bratislava region (“ref”), 2 – West Slovakia region, 3 – Middle Slovakia region, 4 – East Slovakia region. For the database EUSILC 2016: 1- Bratislava region (“ref”), 2 - Trnava region, 3 - Trenčín region, 4 - Nitra region, 5 – Žilina region, 6 – Banská Bystrica region, 7 – Prešov region, 8 – Košice region
- $X_3$  - *Tenure status* (HH21) - Dwelling type, tenure status and housing conditions: 1 - Outright owner (“ref”) , 2 - Owner paying mortgage, 3 - Tenant or subtenant paying rent at prevailing or market rate, 4 - Accommodation is rented at a reduced rate (lower price than the market price), 5 - Accommodation is provided free
- $X_4$  - *Household type* (HT) - 5 - One person household (“ref”), 6 - 2 adults, no dependent children, both adults under 65 years, 7 - 2 adults, no dependent children, at least one adult 65 years or more, 8 - Other households without dependent children, 9 - Single parent household, one or more dependent children, 10 - 2 adults, one dependent child, 11 - 2 adults, two dependent children, 12 - 2 adults, three or more dependent children, 13 - Other households with dependent children, 16 - Other ( these household are excluded from Laeken indicators calculation)
- $X_5$  - *Marital status* (PB190) – 1 - Never married (“ref”), 2 - Married, 3 - Separated, 4 - Widowed, 5 - Divorced
- $X_6$  - *Highest ISCED level attained* (PE040) - 1 – primary education (“ref”), 2 - secondary education (lower and upper), 3 - post-secondary non tertiary education and short cycle of tertiary education, 4 - Bachelor or equivalent, 5 – Master or equivalent, 6 - Doctorate or equivalent
- $X_7$  - *Self-defined current economic status of the person in the head of the household* (PL031): 1 - Employee working full-time (“ref”), 2 -Employee working part-time, 3 - Self-employed working full-time (including family worker), 4 - Self-employed working part-time (including family worker), 5 –Unemployed, 6 - Pupil, student, further training, unpaid work experience, 7 - In retirement or in early retirement or has given up business, 8 - Permanently disabled or/and unfit to work, 9 - In compulsory military community or service, 10 - Fulfilling domestic tasks and care responsibilities, 11 - Other inactive person
- $X_8$  - *Age of the person in the head of the household*(RX10)
- $X_9$  - *Gender* (RB090): 1 – Male (“ref”), 2 – Female
- $X_{10}$  - *General health* (PH010) : 1-Very good, 2 – Good, 3 – Fair, 4 – Bad, 5 - Very bad

---

<sup>2</sup> For each variable the reference category is defined as “ref“ for the corresponding variable (generally first category)

The collected data allow us to monitor poverty and social exclusion from many aspects and dimensions - in terms of the development of poverty over time, in terms of household structure, but also in terms of health, education, economic activity etc. In Slovakia, the poverty rate was estimated at approximately 12.7%. There exist regional disparities between regions, what can be seen also within the poverty rate. The poverty rate varies from 8% to 19.2% in 2013 and from 5.4% to 18.6% in 2016. Several years the Prešov region has the highest poverty rate and Bratislava region the lowest (see Tab. 1).

**Tab. 1: At-risk-of- poverty rate after social transfers: Total and by regions**

At risk poverty rate		
EU SILC 2013	EU SILC 2016	Region
12.8	12.7	SR
8	5.4	Region of Bratislava
9.2	9	Region of Trnava
8.2	7.8	Region of Trenčín
16.3	14.6	Region of Nitra
11.1	14.1	Region of Žilina
15.6	15.3	Region of Banská Bystrica
19.2	18.6	Region of Prešov
12.3	13.5	Region of Košice

Source: Vlačuha and Kováčová, 2014 and 2017

Household type is also important factor in analysis of poverty. The household with three and more dependent children is the most vulnerable group in terms of poverty (at-risk-of-poverty rate was 34.8% in 2016). Other vulnerable household type was single parent (i.e. incomplete family), for which at-risk-of poverty-rate was 33.6%. We can say that in Slovakia, households with dependent children were generally more at risk of poverty (rate was 17.2 %) than households without dependent children (rate was 7.2%). Therefore, social policy should focus on families with dependent children, which are the most at risk of poverty. The position of the individual in the labour market is important factor related to the measurement of poverty. The self-defined economic activity is the variable in EU SILC database, which allows us to describe the most frequent activity status and study their poverty status. The factors described above are analysed by many authors in research papers (e.g. Bici and Cela, 2017; Botti et al., 2012; Lanjouw and Ravallion, 1995; Rogan, 2016 or Stankovičová, 2010). In mentioned researches is shown that they influence the households poverty. We added to the model other factors, which can influenced poverty such as degree of urbanization, tenure status, marital status, education, age and health. In the next part of the paper we will present a model of logistic regression to determine which of the factors statistically significant influence the poverty.

## 2. Results and discussion

First we made an assessment of the statistical significance and intensity of dependence between poverty and selected factors. The chi-squared test, contingency coefficient and Phi and Cramer's coefficient were used. Using Chi-Squared test for analyzing contingency between poverty and selected factors, we confirmed that all of the selected factors influenced poverty significantly (the quantitative variable age is excluded from this analysis). The results are shown in the Tab. 2, below.

**Tab. 2: Results of the Chi-Squared test for poverty and selected factors**

Factor	EU SILC 2013				EU SILC 2016			
	Chi-Square Test statistics	Sign.	Coeff. of conting.	Phi and Cramer's V	Chi-Square Test statistics	Sign.	Coeff. of conting.	Phi and Cramer's V
Urbanization	27.88	***	0.072	0.072	261.72	***	0.122	0.123
Region	257.40	***	0.136	0.137	306.15	***	0.131	0.133
Tenure status	43.48	***	0.089	0.09	376.79	***	0.146	0.147
Marital status	113.19	***	0.143	0.143	180.24	***	0.101	0.102
Education	109.13	***	0.141	0.142	613.69	***	0.184	0.188
Health	62.48	***	0.107	0.108	100.47	***	0.076	0.076
Gender	22.77	***	0.065	0.065	130.21	***	0.086	0.086
Household type	159.84	***	0.17	0.172	1186.1	***	0.253	0.261
Economic activity	730.35	***	0.345	0.368	1993.2	***	0.32	0.338

Source: own processing in IBM SPSS Statistic 19 using EU-SILC 2016

In order to determine the intensity of this dependence, coefficient of contingency and Phi and Cramer's V were calculated (see Tab. 2). The value ranges between 0 and 1, with 0 indicating no association between the variables and values close to 1 indicating a high degree of association between the variables. This association has shown that poverty was most affected by economic activity in both compared years. The second largest impact was the type of household, followed by education and tenure status. The other variables significantly affected poverty, but the intensity of their relationship to poverty was lower. The influence of the selected variables on the poverty was determined by the use of the model of logistic regression (Stankovičová and Vojtková, 2007, Maleček and Černáková, 2015, Mareš, 1999). The estimates of the logistic regression parameters, the main tests and statistics are shown in Tab. 3 and Tab. 4.

**Tab. 3: Parameter estimates of logistic regression model for EU SILC 2013**

Factor		Estimated Coefficients	P-Value	Significance	Point Estimates (Resulting Coefficients)
intercept		-1.802	0.014	*	0.165
Urbanization	densely pop. area	reference category			
	intermediate pop. area	0.391	0.017	*	1.478
	thinly pop. area	0.632	<0.0001	***	1.882
Region	Bratislava	reference category			
	West Slovakia	0.215	0.051	.	1.24
	Middle Slovakia	0.218	0.052	.	1.244
	East Slovakia	0.541	<0.0001	***	1.718
Tenure status	Outright owner	reference category			

	<b>Owner paying mortgage</b>	-0.535	0.035	*	0.585
	<b>Tenant or subtenant paying rent at prevailing or market rate.</b>	0.32	0.08	.	1.377
	<b>Accommodation is rented at a reduced rate</b>	0.568	0.252		1.765
	<b>Accommodation is provided free</b>	0.429	0.237		1.535
<b>Household type</b>	<b>One person household</b>	reference category			
	<b>2 adults, no dependent children (under 65 years)</b>	-1.01	<0.0001	***	0.364
	<b>2 adults, no dependent children. (at least one adult 65+)</b>	-1.473	<0.0001	***	0.229
	<b>Other households without dependent children</b>	-1.524	<0.0001	***	0.218
	<b>Single parent household. one or more dependent children</b>	0.508	0.073	.	1.662
	<b>2 adults, one dependent child</b>	-0.499	0.065	.	0.607
	<b>2 adults, two dependent children</b>	0.029	0.915		1.029
	<b>2 adults, three or more dependent children</b>	1.045	<0.0001	***	2.844
<b>Marital status</b>	<b>Never married</b>	reference category			
	<b>Married</b>	-0.656	0.005	**	0.519
	<b>Widowed</b>	-1.48	<0.0001	***	0.228
	<b>Divorced</b>	0.141	0.473		1.152
<b>Education</b>	<b>Primary education</b>	reference category			
	<b>Secondary education and post -secondary</b>	0.037	0.946		1.038
	<b>Bachelor or equivalent</b>	-1.007	0.073	.	0.365
	<b>Master or equivalent</b>	-1.392	0.045	*	0.248
	<b>Doctorate or</b>	-2.19	0	***	0.112

	equivalent				
<b>Economic activity</b>	Employee working full-time	reference category			
	Employee working part-time	1.488	<0.0001	***	4.428
	Self-employed working full-time	1.92	<0.0001	***	6.821
	Self-employed working part-time	2.1	0.003	**	8.166
	Unemployed	3.299	<0.0001	***	27.098
	Pupil, student, further training, unpaid work experience	1.557	0.222		4.743
	In retirement	0.519	0.026	*	1.68
	Perm.disabled	1.596	<0.0001	***	4.934
	In compulsory mil.com. or service	1.432	0.154		4.185
	Fulfilling domestic tasks and care respons.	1.674	<0.0001	***	5.333
	Age	-0.003	0.71		0.997
<b>Gender</b>	Male	reference category			
	Female	0.047	0.767		1.048
<b>Health status</b>	Very good	reference category			
	Good	0.042	0.822		1.042
	Fair	0.49	0.014	*	1.633
	Bad	0.787	<0.0001	***	2.196
	Very bad	0.858	0.009	**	2.358

Significance codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Source: own processing in program R and SAS Enterprise Guide using EU-SILC 2013

**Tab. 4: Parameter estimates of logistic regression model for EU SILC 2016**

Factor		Estimated Coefficients	P-Value	Significance	Point Estimates (Resulting Coefficients)
intercept		-2.869	<0.0001	***	
<b>Urbanization</b>	densely pop. area	reference category			
	intermediate pop. area	0.407	<0.0001	***	1.502
	thinly pop. area	0.687	<0.0001	***	1.988
<b>Region</b>	Bratislava region	reference category			

	<b>Trnava region</b>	0.076	<0.0001	***	1.079
	<b>Trenčín region</b>	0.045	0.462		1.046
	<b>Nitra region</b>	0.728	0.653		2.7
	<b>Žilina region</b>	0.491	<0.0001	***	1.634
	<b>Banská Bystrica region</b>	0.481	<0.0001	***	1.618
	<b>Prešov region</b>	0.81	<0.0001	***	2.248
	<b>Košice region</b>	0.963	<0.0001	***	2.62
<b>Tenure status</b>	<b>Outright owner</b>	reference category			
	<b>Owner paying mortgage</b>	-0.319	<0.0001	***	0.727
	<b>Tenant or subtenant paying rent at prevailing or market rate</b>	0.079	0.22		1.082
	<b>Accommodation is rented at a reduced rate</b>	1.095	<0.0001	***	2.989
	<b>Accommodation is provided free</b>	0.309	<0.0001	***	1.361
<b>Household type</b>	<b>One person household</b>	reference category			
	<b>2 adults. no dependent children (under 65 years)</b>	-0.793	<0.0001	***	0.453
	<b>2 adults. no dependent children. (at least one adult 65+)</b>	-1.747	<0.0001	***	0.174
	<b>Other households without dependent children</b>	-1.414	<0.0001	***	0.243
	<b>Single parent household. one or more dependent children</b>	0.916	<0.0001	***	2.5
	<b>2 adults. one dependent child</b>	-0.329	0.009	**	0.719
	<b>2 adults. two dependent children</b>	0.002	0.989		1.002
	<b>2 adults. three or more dependent children</b>	1.048	<0.0001	***	2.851
<b>Marital status</b>	<b>Never married</b>	reference category			
	<b>Married</b>	-0.064	0.289		0.938
	<b>Widowed</b>	0.187	0.073		1.206
	<b>Divorced</b>	0.305	0.001	***	1.357
<b>Education</b>	<b>Primary education</b>	reference category			
	<b>Secondary education (lower and upper)</b>	-0.499	0.038	*	0.607

	<b>Post-secondary non tertiary education and short cycle of tertiary education</b>	-0.88	0.002	**	0.415
	<b>Bachelor or equivalent</b>	-1	0	***	0.368
	<b>Master or equivalent</b>	-1.421	<0.0001	***	0.241
	<b>Doctorate or equivalent</b>	-2.576	0.001	***	0.076
<b>Economic activity</b>	<b>Employee working full-time</b>	reference category			
	<b>Employee working part-time</b>	1.616	<0.0001	***	5.035
	<b>Self-employed working full-time</b>	1.399	<0.0001	***	4.5
	<b>Self-employed working part-time</b>	1.949	<0.0001	***	7.2
	<b>Unemployed</b>	2.913	<0.0001	***	18.409
	<b>Pupil, student, further training, unpaid work experience</b>	0.574	<0.0001	***	1.775
	<b>In retirement</b>	0.463	<0.0001	***	1.588
	<b>Permanently disabled or/and unfit to work</b>	1.543	<0.0001	***	4.68
	<b>In com. Milit. community or service</b>	2.836	<0.0001	***	17.047
	<b>Fulfilling domestic tasks and care responsibilities</b>	1.776	<0.0001	***	5.908
<b>Age</b>	-0.004	0.081		0.996	
<b>Gender</b>	<b>Male</b>	reference category			
	<b>Female</b>	-0.142	0	***	0.868
<b>Health status</b>	<b>Very good</b>	reference category			
	<b>Good</b>	0.199	<0.0001	***	1.221
	<b>Fair</b>	0.31	<0.0001	***	1.363
	<b>Bad</b>	0.299	<0.0001	***	1.349
	<b>Very bad</b>	0.403	0	***	1.497

Significance codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Source: own processing in program R and SAS Enterprise Guide using EU-SILC 2016

In general, the logit model fitted the data quite well. The Chi-squared test rejects the null hypothesis of no explanatory power of the model. The R-squared coefficient for the model EU SILC 2013 is about 0.318, it means that model explains about 31.8 % variability of dependent variable. The R-squared coefficient for the model EUSILC 2016 is about 0.4347 it means that model explains about 43.47% variability of dependent variable. The next part of the article describes the odds ratios of estimators. The influence of the factors on the dependent variable poverty can be measured by point estimates (resulting coefficients or odds ratios) from logistic regression model (see Tab. 3 and

Tab. 4). Note that the interpretations of the odds ratios assume that the other factors included in logistic models remain constant. Analysis and interpretation of selected determinants can help us to understand the influence of factor in positive or negative way on the poverty.

The factor *urbanization* statistically significantly influenced the poverty in both years. Households living in the thinly populated areas are the most vulnerable group, the chance of being poor for them is approximately 1.988 in the year 2016 (1.882 in the year 2013) times higher than for the households from densely populated area. The variable *Region* has different categories for used databases, but we used the same reference category (Bratislava Region) for both models. In the year 2013 the highest chance for the households became poor was for the East Slovakian. We got the similar results for the year 2016. It was to be expected that households living in other regions have a greater chance of becoming poor compared to the Bratislava region. In Košice region, is the chance of being poor 2,62 times higher than in Bratislava region, while in Prešov is the probability 2.248 times higher. These results don't correspond with statistics in Tab. 1, where the Prešov region has the highest poverty rate. *Tenure status* of the household dwelling is statistical significant factor which influenced the poverty. According to the results from logistic regression, the households which are living in the rented dwelling are the most risky group in terms of poverty. Interesting finding is, that the mortgage paying households have the smaller chance become poor than the households for which is the household's head the outright owner. The intensity of influence for the most risky group for the tenure status has increased from 1.765 to 2.989. The impact of *household type* was reflected in the expected way. The presence of children is associated with the higher poverty rates. Households with three and more children and single parent households are found to be at a higher risk compared to the other types in both calculated models. The probability becoming poor is 2.844 (2.851 in 2016) times greater than for the one person household (reference category). In 2016, for the households without dependent children with at least one member over 65 years is the chance of becoming poor less than for the households with members under 65 years. *Marital status* came out in our analysis as not very significant factor in analysing household's poverty. It is not surprising that the worst social situation is for divorced person. The odds ratio is 1.152 in model 2013 and 1.357 in model 2016, so the chance becoming poor in the year 2016 was 1.357 times greater for the divorced household's head than for the never married. The variable *education* is an important determinant (Bici and Cela, 2017). The signs on the parameter estimates support expectations. We obtained negative signs for the both models. The risk of poverty for households' heads with a low level of education is several times larger than other households with higher level of education. With a higher qualification, the chances to become poor falling down and are the smallest for the households whose heads have doctorate. Reference category for the variable *Economic activity*, were the households with the full-time employed heads. We found that for other categories are the chances to become poor a few times higher for the both models. Very high chances of becoming the poor, were for the households with unemployed heads, in the year 2013 it was 27.098 times higher and in the year 2016 it was 18.409 times higher chance compared with full-time employed household head. In this category, the intensity of the influence on the poverty has changed the most, in the year 2016 was the chance of becoming poor for unemployed considerably smaller than in the year 2013. We proved that variable *Age* is statistically insignificant in the study of poverty. As in the works of



the several researchers (see Botti et al., 2012, Rogan, 2016), the influence of *gender* on household poverty was detected as statistically significant. An interesting result is that for the model with EU SILC 2016 is a higher chance of becoming poor for men than for the women. The last factor that has a significant effect on poverty is the head of household's *general health*. The results show what we expected. The worse health indicates the higher risk of becoming poor. Household head with a very bad health status has about 2.358 in the year 2013 resp. 1.5 in the year 2013 times larger risk to become poor than household head with a very good health.

## **Conclusion**

The strategy Europe 2020 seeks to reduce the number of people at risk of poverty and social exclusion. EU governments have set national targets to help achieve the overall EU targets, and are reporting on them as part of their annual national reform programmes. The main goal of this article was to determine which factors have a significant effect on poverty and to quantify the impact of individual variables on poverty in the Slovak households. A view of only one aspect (e.g. income) does not capture the complexity of the problem of poverty. There are many factors that cause poverty. The main causes are diseases, illiteracy, inability or government failure, unfavourable geographic location or poverty itself. Therefore, methods based on several indicators, demographic and social, provide a more comprehensive view.

Based on the data EU SILC 2013 and EU SILC 2016, our analysis confirmed that several factors significantly influenced the households' poverty. Results from the logistic regression model showed that statistically significant factors are urbanization, region, tenure status, household type, marital status, education, economic activity, gender and health. Only one factor appeared as insignificant, it was surprisingly age of the household's head. The impact of individual variables was quantified by odds ratios from logistic regression model. Based on our analysis we showed that poverty in Slovakia has regional aspects. Comparing two used models, we found that, households living in the Košice and Prešov region are prone to poverty more than households from Bratislava region. Problems arise due to undeveloped infrastructure, poor transport network, less evolving business environment and lower educational level of the population. Other very important factor which influenced the poverty is household type. Larger families are vulnerable to poverty, household with three or more dependent children are the most risky group. We obviously expected the findings that education plays important role in the study of household's poverty. With a higher qualification, the chances to become poor falling down and are the smallest for the households whose heads have doctorate degree. The results further show that the impact of economic activity is noteworthy. The worst situation was in the households with the unemployed head. Household's heads with very bad health are also a risky group in terms of poverty. Comparing two periods, year 2013 and year 2016, we found that the most noticeable improvement occurred the unemployed group. The latest study about factors affecting poverty in Slovakia, was done by Šoltés and Šoltésová in 2012. They used data from EU SILC database for the years 2005-2010. Except the factors like urbanization and tenure status, they used all other factors mentioned in our study. The gender variable was not confirmed as statistically significant. They concluded that the most endangered by poverty are households from the Prešov Region, headed by an unemployed, unemployed single person or unemployed

divorced person, with a primary or lower secondary education and with a bad health. The results of our analysis indicate that the same characteristics of the household's head can cause the risk for the family becoming poor. Therefore the politicians and local governments should focus their support to increase education level which can increase the employability. Other way is to improve investments into the infrastructure what would attract the Slovakia for more investors. We will continue in study of poverty of Slovak households and search for other factors and connections to expand the knowledge of poverty.

### **Acknowledgement**

The article was supported by a grant agency of Ministry of Education, Science, Research and Sport - VEGA. Project no. 2/0002/19 „System Implications of the 4th Industrial Revolution and Adaptation Processes of the Information Society (economic, technological and cultural aspects)“.

### **References**

- Bici, R., Čela, M. (2017). Education as an Important Dimension of the Poverty. *European Journal of Multidisciplinary Studies*. Vol. 2, No 3, p. 88-95,
- Botti, F., Corsi, M., & D'Ippoliti, C. (2012). The gendered nature of multidimensional poverty in the European Union. CEB Working Paper No. 12/026. Brussels: Solvay Brussels School of Economics and Management, Centre Emile Bernheim
- Chen, KM., Wang, TM. (2015) Determinants of Poverty Status in Taiwan: A Multilevel Approach *Soc Indic Res*, Vol. 123, No. 2, pp 371–389
- Eurostat (2018a, 24th August). Glossary: At risk of poverty or social exclusion (AROPE). Retrieved on January 2019 from [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:At\\_risk\\_of\\_poverty\\_or\\_social\\_exclusion\\_\(AROPE\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:At_risk_of_poverty_or_social_exclusion_(AROPE))
- Eurostat (2018b, 30th November) . People at risk of poverty or social exclusion. Retrieved on January 2019 from [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/People\\_at\\_risk\\_of\\_poverty\\_or\\_social\\_exclusion](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/People_at_risk_of_poverty_or_social_exclusion)
- Labudová, V., Vojtková, M., Linda, B. (2010). Application of multidimensional methods to measure poverty. *E & M Ekonomie a Management*, 13(1), 6-22.
- Lanjouw, P., Ravallion, M. (1995). Poverty and Household Size. *The Economic Journal*, 105(433), 1415-1434. Doi: 10.2307/2235108
- Maleček, P., Čermáková, K. (2015). In-work Poverty in the Czech Republic: Identification of the Most Vulnerable Groups, *Procedia Economics and Finance*, Vol. 30, 2015, Pages 566-572
- Mareš, P. (1999). *Sociologie nerovnosti a chudoby*. Praha: Sociologické nakladatelství. ISBN 80-85850-61-3.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2009). *R: A language and environment for statistical computing*. Wien: R Foundation for statistical computing, ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- Řezanková, H., Želinský, T. (2014). Factors of material deprivation rate in the Czech Republic by household type. *Journal of Economics*, 62(4), 394-410.
- Rogan, M. Gender and Multidimensional Poverty in South Africa: Applying the Global Multidimensional Poverty Index (MPI): *Soc Indic Res* (2016) 126 987. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0937-2>
- Stankovičová, I., Vojtková, M. (2007). *Viacrozmerné štatistické metódy s aplikáciami*. Bratislava: Iura Edition

Stankovičová, I. (2010). Regionálne aspekty monetárnej chudoby na Slovensku. In: Sociálny kapitál, ľudský kapitál a chudoba v regiónoch Slovenska: Zborník statí: Herľany, 13.10.2010. - Košice : TU, 2010 S. 37-50. - ISBN 978-80-553-0573-8

Šimúnková, K. (2000). Chudoba a sociálna exklúzia. In: VAGAČ, L. (ed.): Národná správa o ľudskom rozvoji – Slovenská republika 2000. Bratislava: UNDP. s. 77 – 92.

Šoltés, E., Šoltésová, T. (2012a). Kvantifikácia vplyvu relevantných faktorov na výskyt chudoby v slovenských domácnostiach v rokoch 2005-2010 (1.časť). Slovenská štatistika a demografia : vedecký časopis. - Bratislava: Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2012. ISSN 1210-1095, 2012, roč. 22, č. 3, s. 51-66.

Šoltés, E., Šoltésová, T. (2012b). Kvantifikácia vplyvu relevantných faktorov na výskyt chudoby v slovenských domácnostiach v rokoch 2005-2010 (2.časť). Slovenská štatistika a demografia : vedecký časopis. - Bratislava : Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2012. ISSN 1210-1095, 2012, roč. 22, č. 4, s. 59-77.

Šoltés, E., Ulman, P. (2015). Material deprivation in Poland and Slovakia – a Comparative Analysis. Zeszyty Naukowe Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, No.11 (947), pp 19–36.

Šoltés, E., Vojtková, M. (2018). Work Intensity in Slovakia in Relationship with Socio-Economic Characteristics of Households. Entrepreneurial Business and Economics Review 2018, Vol. 6, No. 1, pp 115-134

Vlačuha, R., Kováčová, Y. (2014) EU SILC 2013 Indikátory chudoby a sociálneho vylúčenia. (POVERTY INDICATORS AND SOCIAL EXCLUSION) Statistical Office of Slovak Republic

Vlačuha, R., Kováčová, Y. (2017) EU SILC 2016 Indikátory chudoby a sociálneho vylúčenia. (POVERTY INDICATORS AND SOCIAL EXCLUSION). Statistical Office of Slovak Republic

Želinský, T.: Analýza chudoby na Slovensku založená na koncepte relatívnej deprivácie - 2010. Politická ekonomie. Vol. 58, no. 4 (2010), p. 542-565

## Contact Address

**Mgr. Alena Mojsejová, PhD.**

Technical University of Košice, Faculty of Economics

Nemcovej 32, 040 01 Košice, Slovakia,

Email: [alena.mojsejova@tuke.sk](mailto:alena.mojsejova@tuke.sk)

Received: 04. 04. 2019, reviewed: 13. 08. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# VLIV OSOBNOSTNÍCH A DEMOGRAFICKÝCH CHARAKTERISTIK ZÁKAZNÍKŮ NA JEJICH LOAJALITU

## THE INFLUENCE OF CUSTOMER'S PERSONAL AND DEMOGRAPHIC CHARACTERISTICS ON THEIR LOYALTY

**Petr Suchánek, Simona Činčalová, Martin Prokop**

**Abstract:** *The paper deals with the influence of several personal factors on customer loyalty, which is one of the main tools of the company's competitiveness. The aim of the article is to find out whether there is a relationship between selected personality and demographic characteristics and customer loyalty. The research was conducted on a sample of 1530 customers (final consumers) from 102 food industry companies in the Czech Republic. The research was conducted using a cross-comparison method with relevant statistical tests. Research results show that customer loyalty is related to the demographic characteristics examined (especially gender, income and education) and some personality traits (especially the approach to buying cheap things and optimism). Research shows that women are more loyal than men, then optimists and people who are not so rich that they can buy cheap things. On the contrary, with increasing income and education loyalty is rather falling.*

**Keywords:** *Customer's Loyalty, Demographic Characteristics, Personal Characteristics, Food Industry.*

**JEL classification:** *L66, M31.*

### Úvod

Věrní zákazníci jsou dle Tomana (2017) pro podnik tím největším bohatstvím, které může vlastnit. Kotler (2003) a Lehtinen (2007) uvádí, že čím déle si je dokáže udržet, tím větší zisk z nich může generovat. Nízká míra odchodu zákazníků ke konkurenci a s tím související vysoká loajalita je správnou cestou k trvale udržitelnému rozvoji a podnikatelskému úspěchu.

Většina výzkumů (Leung a kol., 2019; Fauzi a Suryani, 2019; Bouranta a kol., 2019; Lai, 2019; Pitchavadejanant a Nakpathom, 2016) zkoumá vliv demografických a osobnostních charakteristik na loajalitu nepřímo zpravidla prostřednictvím spokojenosti zákazníka. Tyto charakteristiky tak působí jako moderační proměnné (blíže viz Obr. 2). Autoři se však zatím příliš nezabývali myšlenkou možného přímého vlivu těchto charakteristik na loajalitu, snad s výjimkou Uyar (2018). Proto je cílem příspěvku zjistit, zda existuje vztah mezi osobnostními charakteristikami, demografickými charakteristikami a loajalitou zákazníků.

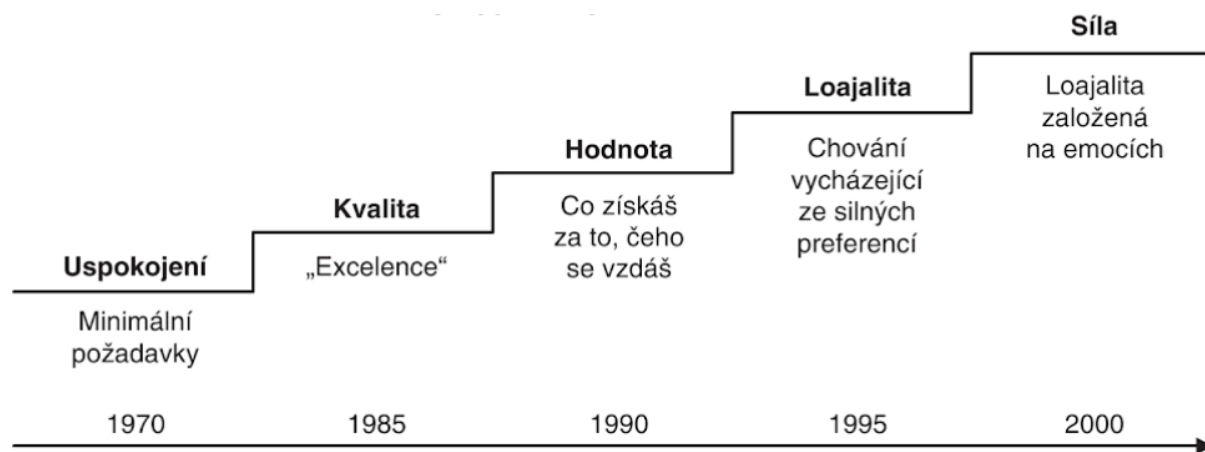
### 1 Teoretický rámec zkoumané problematiky

Dle Olivera (1999) loajalita představuje hluboce zakořeněný závazek nakupovat opakovaně preferovaný produkt nebo službu, případně se k nim v budoucnu vracet. Marketingový pohled Pelsmacker a kol. (2003) definuje loajalitu zákazníka jako mentální pozitivní vztah mezi ním a produktem. Zamazalová (2009) uvádí, že se jedná o vztah mezi

jeho postojem ke značce, firmě, službě a preferovaným chováním. Jedná se o vztah dlouhodobý a pevný, který je založen na předchozí zkušenosti a má perspektivu.

Loajalita dle Lehtinena (2007) obvykle reprezentuje emocionální složku vztahu se zákazníkem. Měření vztahu se zákazníkem dle autora začalo již v sedmdesátých letech a bylo velmi populární (viz Obr. 1). Až v roce 1995 se pozornost zkoumání přesunula ke vnímání loajality zákazníka.

**Obr. 1: Vývojové stupně podle Lawrence Crosbyho**



Zdroj: (Lehtinen, 2007)

Pravděpodobnost prodeje stávajícímu zákazníkovi je dle Rypáčka (2003) minimálně 60 %, kdežto pravděpodobnost prodeje novému je pouze 5 až 20 %.

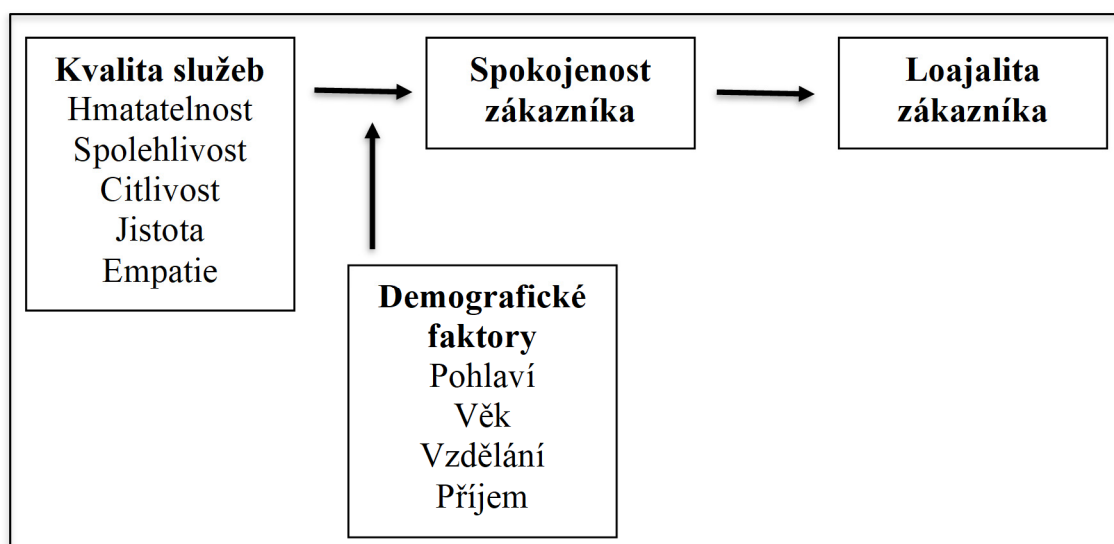
Strategie udržení zákazníka by měla spočívat ve vyvolání pocitu, že zákaznickým nejlepším zájmem je zůstat u dané společnosti a nepřecházet ke konkurenci (Schiffman a Kanuk, 2004).

Existují studie, ve kterých autoři zkoumali vztah loajality zákazníků a různých faktorů, např. věrnost značce (Poushneh, 2019), úroveň poskytovaných služeb (Etemad-Sajadi a Bohrer, 2017; Bouranta a kol., 2019).

Postoje zákazníků k produktům v kosmetickém průmyslu zkoumali Leung a kol. (2019). Ve své studii došli k závěru, že loajalita zákazníků je pozitivně ovlivněna očekávanou hodnotou, image podniku a spokojeností zákazníků. Studie obdobného typu byly provedeny napříč různými odvětvími, např. v bankovníctví (Fauzi a Suryani, 2019), potravinářství (Bouranta a kol., 2019), nebo v hotelnictví (Lai, 2019). Všechny jsou založené na empirickém výzkumu, kdy respondenti (zákazníci) odpovídají na předem připravený dotazník.

Pitchavadejanant a Nakpathom (2016) v rámci své studie vytvořili model (viz níže Obr. 2), který prezentuje vztah mezi jednotlivými proměnnými. Zobrazili mimo jiné i vliv demografických charakteristik, které mají vliv na zákaznickou spokojenost, potažmo na jejich loajalitu, nicméně opět ve formě moderačního, tzn. nepřímého, efektu.

**Obr. 2: Vliv demografických charakteristik na loajalitu zákazníků.**



*Zdroj: Pitchayadejanant a Nakpathom (2016)*

Finanční spokojenost, kterou lze definovat jako subjektivní hodnocení finančního stavu, který je úzce spjat se subjektivním pocitem pohody (blahobytu) (Vera-Toscano et al., 2006), úzce souvisí s finanční kapacitou. Finanční kapacita je schopnost efektivně řídit ekonomické zdroje k dosažení tohoto blahobytu (Xiao et al., 2014). Pro měření finanční kapacity slouží veličiny Osobnost 1-3 (dostatečný měsíční příjem, přístup k nákupu levných produktů, rezerva na nenadálé výdaje – blíže viz kap. 2.2), které byly zkonstruovány na základě otázek použitých při výzkumu Taylora (Taylor, 2011).

Z výzkumů plyne, že spokojenost by mohla být ovlivněna emočně, resp. emocemi (i když spíše v kombinaci s dalšími faktory), resp. osobnostní dispozice (optimismus či pesimismus) by mohly ovlivňovat spokojenost s produktem (Westbrook, 1980). Optimismus lze přitom definovat jako obecné očekávání úspěšných a příznivých výsledků (Dixon, Schertzer, 2005). Optimismus (či jeho míru) lze zařadit mezi osobnostní rysy, přičemž výzkumy prokázaly souvislost mezi optimismem a životní spokojeností (Ho et al., 2010). Pro měření míry optimismu slouží veličina Osobnost 4 (blíže viz kap. 2.2).

Výzkumy prokázaly, že se spokojeností (životní) souvisí také plánování, resp. to jestli a jak příslušná osoba plánuje (Azizli a kol., 2015, Prenda, Lachman, 2001). Rozhodli jsme se tedy zařadit do výzkumu také tento faktor. Plánování je strategie řízení života, která jednotlivcům umožňuje strukturovat a projevovat kontrolu nad jejich životy (Prenda, Lachman, 2001). Na budoucí plánování, resp. na míru budoucího plánování, jsou zaměřeny veličiny Osobnost 5 (naplněnost ledničky) Osobnost 6 (četnost nakupování) – blíže viz kap. 2.2.

Řada výzkumů zkoumá také postoje zákazníků k marketingu (např. Chan, Cui, 2004) nebo v reklamě (např. Haghirian, Madlberger, 2005) a jejich vliv na spokojenost zákazníků. Bylo přitom zjištěno, že postoj zákazníků k marketingu má vliv na jejich spokojenost a zároveň, že je postoj zákazníků k marketingu méně kritický (obecně) v tranzitivních ekonomikách, což je případ také ČR (Chan, Cui, 2004). Zároveň bylo zjištěno, že postoje zákazníků k marketingu (reklamě) souvisí také s životní spokojeností (Peterson, Ekici, 2007). Postoj zákazníků k marketingu (reklamě) by tak mohl být faktorem, který souvisí jak s životní spokojeností, tak s spokojeností

zákazníků. Na postoj zákazníků (míru jejich kritičnosti) k marketingu (konkrétně reklamě) je zaměřena veličina Osobnost 7 (blíže viz kap. 2.2).

## 2 Koncepce a metody výzkumu

### 2.1 Charakteristika výzkumného vzorku

Výzkum byl proveden na jaře 2016 na vzorku 1 529 zákazníků ze 102 podniků, které působí na českém trhu v odvětví potravinářského průmyslu. Jednalo se o reprezentativní vzorek respondentů z celkové populace České republiky vzhledem k věku (nad 18 let), pohlaví a regionu. Výběr vzorku byl komplikovaný, neboť bylo nutné náhodně vybrat respondenty s předchozí zkušeností s produktem reálného podniku a zároveň zajistit reprezentativnost výběru s ohledem na výše uvedené charakteristiky obyvatelstva ČR ve vztahu k výsledkům statistického šetření ČSÚ v roce 2016. Při sběru vzorku byla využita metoda náhodného stratifikovaného výběru.

S ohledem na zaměření výzkumu, byli do výběrového souboru zákazníků zařazeni pouze ti respondenti, kteří měli s příslušným produktem zkušenost, a tedy byli kompetentní produkt hodnotit. Přednost dostávali respondenti s opakovanou zkušeností s produktem. Výběr respondentů a přiřazování hodnocených produktů jednotlivým respondentům bylo provedeno jednak náhodně a dále s podmínkou, aby každý produkt hodnotilo 15 respondentů. Nejdříve se respondentovi nabídla náhodně vygenerovaná „dvacetice“ produktů, přičemž toto náhodné generování prostřednictvím dynamicky v čase sběru aktualizovaných vah zohledňovalo potřebu mít 15 respondentů na jeden produkt. Pokud alespoň jeden produkt z této dvacetice respondent nakupoval, další dvacetice se mu již nezobrazovali a z aktuální dvacetice byl opět náhodně (váženě s ohledem na znalost produktu) zvolen produkt, jež respondent hodnotil. Jinak se vygenerovala obdobným způsobem další dvacetice a postup byl analogický.

### 2.2 Empirický výzkum

Respondenti odpovídali na dotazník, který se skládal ze třiceti dvou otázek. Dvacet osm otázek, s výjimkou čtyř otázek demografických, byla konstruována jako proměnné se škálovým hodnocením 1-10. Hodnota 1 znamenala nízké hodnocení ze strany respondenta, tzn. nízká úroveň veličiny příslušné dimenze loajality, zatímco hodnota 10 znamenala vysoké hodnocení, tzn. vysoká úroveň veličiny příslušné dimenze loajality. Vyšší hodnota tedy představovala lepší ohodnocení daného podniku (resp. produktu).

Mimo oblast loajality bylo pomocí dotazníku zjišťováno: image podniku, očekávání a spokojenost zákazníků (Suchánek a Králová, 2018), očekávaná hodnota a kvalita, (Eskildsen, Kristensen, 2008), stížnosti/reklamace (Fornell a kol., 1996).

V dalším textu je pozornost zaměřena na loajalitu, která byla zjišťována na základě následujících pěti otázek (škála 1-10):

- Kupujete si produkt opakovaně/hodláte si ho i nadále kupovat?
- Jak moc/často kupujete podobný produkt od jiného výrobce?
- Pokud je v nabídce několik velmi podobných produktů za velmi podobnou cenu, dáte vždy přednost hodnocenému produktu?
- Pokud by se cena produktu zvýšila (do max. 50 % stávající ceny), jak by se s největší pravděpodobností změnil objem/počet tohoto Vámi nakupovaného produktu?

- Doporučujete/doporučil/a byste produkt svým známým, rodině, případně i jiným zákazníkům?

Na konec dotazníku byly respondentům položeny osobnostní a demografické charakteristiky (pohlaví, příjem, věk, vzdělání). Otázka zaměřená na pohlaví byla binární (muž, žena). Příjmová otázka byla na škále 1-9 hodnocena dle výše příjmu (hodnota 1 – nemám příjem, hodnota 9 – příjem vyšší než 35 000 Kč). Věková proměnná nabývala hodnot 1-9, kdy hodnota 1 zahrnovala respondenty ve věku 18-20 let a hodnotu 9 tvořili respondenti ve věku 56 let a více. Hodnoty 2-8 byly odstupňované po 5 letech. Proměnná vzdělání zahrnovala tři kategorie: bez maturity, střední s maturitou a vysokoškolské.

Osobnostní charakteristiky byly zkoumány na základě následujících sedmi škálových otázek:

- Jak vycházíte s měsíčním příjmem? (osobnost 1, 1- odpočítávám dny před výplatou až 10 – vycházím dobře)
- Jak moc souhlasíte s výrokem: „Nejsem tak bohatý, abych si mohl kupovat levné věci“? (osobnost 2, 1 – vůbec mě nevystihuje až 10 – naprosto mě vystihuje)
- Máte na svém účtu finanční rezervu přibližně tří měsíčních příjmů pro případ nenadálých problémů? (osobnost 3, ano, ne, nechci odpovědět)
- Jste založením spíše optimista nebo spis pesimista? (osobnost 4, 1 – naprostý pesimista až 10 – naprostý optimista)
- Kdybyste žil sám, byla by vaše lednička spíše vyjedená, poloprázdná, nebo spíše přečpaná? (osobnost 5, 1 – zcela vyjedená až 10 – zcela přečpaná)
- Nakupujete v supermarketu spíše na malé nákupy (cca do 200 Kč) nebo děláte velké nákupy na dlouhou dobu? (osobnost 6, 1 – rozhodně malé nákupy až 10 – velmi velké nákupy)
- Jak moc souhlasíte s tvrzením: "V reklamách by se měly méně používat superlativy jako 'nejlepší, úžasný, naprosto dokonalý', protože stejně nejsou pravdivé." (osobnost 7, 1 – naprosto nesouhlasím až 10 – naprosto souhlasím)

## 2.3 Statistické metody

V dotazníkových šetřeních se často pracuje s kategoriálními daty (tak, jako v případě tohoto výzkumu), přičemž jednoduchým způsobem znázornění vztahů mezi těmito daty jsou kontingenční tabulky. Dle charakteru dat se potom využívají vhodné testy nezávislosti, viz Hendl (2006). Dle Řezankové (1997) pro případ kontingenční tabulky  $r \times c$  (kde  $r$  je počet řádků,  $c$  je počet sloupců) se nejčastěji využívá testová statistika Pearsonův chí-kvadrát. Nulová hypotéza tohoto testu přitom předpokládá nezávislost zkoumaných proměnných.

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (1)$$

Symbol  $e_{ij}$  znamená očekávané četnosti pro případ nezávislosti a symbol  $n_{ij}$  pozorované četnosti v kontingenční tabulce. Očekávané četnosti se vypočtou z kontingenční tabulky jako součin marginálních četností dělený celkovou četností. Statistika chí-kvadrát má za předpokladu nezávislosti asymptoticky rozdělení  $\chi^2_{(r-1)(c-1)}$



. Bližší informace viz Řezanková (2007). Pomocí statistického softwaru Statistica byla pro každou hypotézu testující nezávislost dvojice proměnných vypočtena p-hodnota a pokud bylo  $p < 0,1$ , byla nulová hypotéza zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy předpokládající závislost proměnných. Hladina významnosti byla nastavena na  $p = 10\%$  s ohledem na nižší velikost vzorku a v souladu se standardní úrovní používanou ve výzkumu Schumma a kol. (2013). Pro použití Pearsonova chí-kvadrát testu je třeba splnit podmínku, aby maximálně 20 % očekávaných četností bylo menších než 5 a žádná z nich nebyla menší než 1.

Pro analýzu intenzity a směru zkoumaných závislostí byly využity asociační koeficienty. Pro případ závislosti nominální a ordinální proměnné byl použit koeficient Cramérovo V, pro dvě ordinální proměnné s malým počtem kategorií Sommersovo d a s větším počtem kategorií Kendallovo tau-c. Koeficient Cramérovo V určuje pouze intenzitu závislosti, zbylé dva koeficienty také směr, více viz Řezanková (2007).

### 3 Výsledky a diskuze

Statisticky významné výsledky byly zjištěny pouze u dvou otázek, které reprezentovali dvě veličiny faktoru loajalita. Konkrétně u otázky: „Kupujete si produkt opakovaně?“ a u otázky: „Hodláte si produkt i nadále kupovat?“. Výsledky testů zkoumaných vztahů jsou uvedeny v Tab. 1, 2 a 3. Tab. 1 znázorňuje výsledky popisných statistik pro jednotlivé proměnné, přičemž vzorek čítá 1529 zákazníků.

**Tab. 1: Výsledky popisných statistik jednotlivých proměnných**

	Loajalita zákazníka 1A	Loajalita zákazníka 1B	Pohlaví	Příjem	Věk kateg.	Osobnost 1	Osobnost 2	Osobnost 3	Osobnost 4	Osobnost 5	Vzdělání
N Validní	1529	1529	1529	1529	1529	1529	1529	1529	1529	1529	1529
Chybějící	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Průměr	2,55	2,03	1,52	5,37	6,21	6,31	6,32	1,70	6,42	5,35	2,01
Medián	3,00	2,00	2,00	5,00	7,00	7,00	6,00	2,00	7,00	5,00	2,00
Směr. odch.	,829	,726	,500	2,211	2,632	3,004	2,421	,721	2,225	2,388	,700
Minimum	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Maximum	4	4	2	10	9	10	10	3	10	10	3

*Zdroj: (autoři, 2019)*

Tab. 2 ukazuje, že míra opakovaného nákupu produktu má vztah k pohlaví (tzn. zda se jedná o muže či ženu), příjmu (resp. velikosti příjmu, který je odstupňován po 5 tis. Kč), vzdělání (základní, středoškolské, vysokoškolské), preferování dražších, ale kvalitnějších věcí (osobnost 2) a míře optimismu (osobnost 4). Konkrétně v případě pohlaví si produkt opakovaně kupují spíše ženy než muži, i když nejčastější odpovědi na otázku opakovanosti nákupu byly spíše ano (38,6 % žena a 32,3 % muži) a spíše ne (40,1 % ženy a 45,1 % muži). Z toho lze vyvodit, že obecně si respondenti produkt opakovaně spíše nekupují.

V případě příjmu si produkt opakovaně kupují spíše lidé s nižším příjmem. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ne (42,5 % respondentů), při nejčastěji uváděném (23,5 % respondentů) příjmu s hodnotou 4 (10 001 Kč – 15 000 Kč).

V případě vzdělání si produkt kupují opakovaně spíše lidé s vyšším příjmem. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ne (42,5 % respondentů), při nejčastěji uváděném (51 % respondentů) středoškolském vzdělání s maturitou.

Respondenti, kteří nejsou tak bohatí, aby si mohli kupovat levné věci, si produkty kupují opakovaně častěji, než respondenti, kteří tak bohatí jsou, aby si levné věci

kupovat mohli. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ne (42,5 % respondentů), při nejčastěji uváděném (23,5 % respondentů) ztotožnění s výše uvedeným výrokem na hodnotě 5.

V případě míry optimismu si produkt opakovaně kupují především lidé založení optimisticky. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ne (42,5 % respondentů), při nejčastěji uváděné (21,1 % respondentů) míře optimismu s hodnotou 5.

**Tab. 2: Testy vztahů faktoru opakovaně kupovaný produkt a osobnostních a demografických charakteristik**

Závislost na	Chí-kvadrát	Stupně volnosti	P-hodnota	Asociační koeficient	Hodnota	P-hodnota
pohlaví	18,325	3	0	Cramérovo V	0,109	0
příjem	41,056	27	0,041	Kendalovo tau-c	0,053	0,013
vzdělání	9,503	6	0,1	Sommersovo d	0,047	0,05
osobnost 2	50,762	27	0,004	Kenndalovo tau-c	-0,109	0
osobnost 4	37,128	27	0,09	Kenndalovo tau-c	-0,061	0,004

*Zdroj: (autoři, 2019)*

Z Tab. 3 plyne, že míra ochoty produkt i nadále kupovat má vztah k pohlaví, příjmu, věku (resp. jeho intervalovém odstupňování od 17-20, 21-25, ..., 56 a více), vzdělání, schopnosti vyjít s měsíčním příjmem (osobnost 1), preferování dražších, ale kvalitnějších věcí, schopnosti držet na účtu finanční rezervu (osobnost 3), míře optimismu a způsobu nakupování (osobnost 6).

Konkrétně v případě pohlaví si produkt hodlají i nadále kupovat spíše ženy než muži, přičemž nejčastější odpovědi na otázku opakovanosti nákupu byly spíše ano (56,3 % žena a 53,9 % muži) a spíše ne (21,7 % ženy a 18,9 % muži). Z toho lze vyvodit, že obecně jsou respondenti ochotni si produkt i nadále kupovat.

V případě příjmu jsou si ochotni produkt i nadále kupovat spíše lidé s nižším příjmem. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku ochoty dalšího nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděném (23,5 % respondentů) příjmu s hodnotou 4 (10 001 Kč – 15 000 Kč).

V případě věku jsou si ochotni produkt i nadále kupovat spíše starší lidé. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku ochoty dalšího nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděném (34,7 % respondentů) věku s hodnotou 9 (56 a více let).

V případě vzdělání jsou si ochotni produkt i nadále kupovat spíše lidé s vyšším příjmem. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku ochoty dalšího nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděném (51 % respondentů) středoškolském vzdělání s maturitou.

V případě schopnosti vyjít s měsíčním příjmem jsou ochotni si produkt i nadále kupovat spíše lidé, kteří jsou schopni s tímto příjmem vyjít. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku ochoty dalšího nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při

nejčastěji uváděné (21,8 % respondentů) schopnosti vyjít s příjmem s hodnotou 10 (vycházím dobře).

Respondenti, kteří nejsou tak bohatí, aby si mohli kupovat levné věci, jsou ochotni si produkty i nadále kupovat i nadále častěji, než respondenti, kteří tak bohatí jsou, aby si levné věci kupovat mohli. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděném (23,5 % respondentů) ztotožnění s výše uvedeným výrokem na hodnotě 5.

Respondenti, kteří jsou schopni držet na účtu finanční rezervu, jsou ochotni si produkty i nadále kupovat i nadále častěji. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku ochoty dalšího nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděné (45,3 % respondentů) schopnosti držet na účtu finanční rezervu s odpovědí ano.

V případě míry optimismu jsou ochotni si produkty i nadále kupovat především lidé založení optimisticky. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděné (21,1 % respondentů) míře optimismu s hodnotou 5.

V případě způsobu nakupování jsou ochotni si produkty i nadále kupovat především lidé, kteří dělají větší nákupy na delší dobu. Konkrétně nejčastější odpověď na otázku opakovanosti nákupu zněla spíše ano (55,1 % respondentů), při nejčastěji uváděné (18,4 % respondentů) velikosti nákupu s hodnotou 5.

**Tab. 3: Testy vztahů faktoru ochota produkt i nadále kupovat a osobnostních a demografických charakteristik**

Závislost na	Chí-kvadrát	Stupně volnosti	P-hodnota	Asociační koeficient	Hodnota	P-hodnota
pohlaví	9,646	3	0,022	Cramérovo V	0,079	0,022
příjem	64,681	27	0	Kendallovo tau-c	0,045	0,03
věk	34,891	24	0,07			
vzdělání	10,609	6	0,1	Sommersovo d	0,048	0,04
osobnost 1	59,171	30	0,001			
osobnost 2	56,72	27	0,001	Kendallovo tau-c	-0,107	0
osobnost 3	10,219	6	0,1			
osobnost 4	50,015	27	0,005	Kendallovo tau-c	-0,062	0,003
osobnost 6	39,319	27	0,059	Kendallovo tau-c	-0,054	0,011

*Zdroj: (autoři, 2019)*

Loajalita je v literatuře chápána jako multidimenzionální konstrukt (Rai, Medha, 2013), přičemž lze zkoumat tyto dimenze buď jednotlivě nebo zvlášť (Kwong, Candinegara, 2014). V případě našeho výzkumu vztahu loajality a demografických a osobnostních charakteristik se ukázalo, že tyto charakteristiky mají vztah k behaviorální dimenzi loajality, konkrétně k ochotě opětovného nákupu tak, jak to vymezují Jones a Taylor (2007). Loajalita tak byla zkoumána v rámci jediné behaviorální dimenze s využitím dvou veličin.

Z výsledků nelze jednoznačně vyvodit ochotu kupovat si opakovaně v budoucnu i nadále stejný produkt, tzn. nelze jednoznačně prokázat loajalitu respondentů s hodnoceným produktem. Lze spekulovat, zda míra opakovanosti nákupu souvisí s ochotou produkt i nadále kupovat, resp. zda s růstem míry opakovanosti nákupu dochází k nasycení se produktem a k poklesu ochoty produkt v budoucnu i nadále kupovat.

Na druhou stranu lze z výsledků vysledovat, že statisticky významně loajálnější jsou ženy než muži, což koresponduje s výzkumem Melnyk a kol. (2009) a Ndubisi (2006). Také lze vysledovat, že s rostoucím příjmem i vzděláním loajalita spíše klesá. Uyar (2018) zjistil, že loajalita se vzděláním spíše roste, nicméně jeho výzkum byl zaměřen na loajalitu vůči webovým stránkám. Lidé, kteří nejsou tak bohatí, aby si mohli kupovat levné věci, jsou většinou více loajální. Více loajální jsou také optimisté (pro dlouhodobý vztah to potvrzuje výzkum Roos a kol., 2009).

V případě ochoty produkt i nadále kupovat lze doplnit, že s rostoucím věkem loajalita spíše roste, což koresponduje s výzkumem Ndubisi (2007), který prokázal, že s rostoucím věkem loajalita roste. Lidé, kteří by doma měli přečpanou ledničku, jsou více loajální. Stejně tak lidé, dělající spíše velké nákupy na delší dobu jsou více loajální.

## **Závěr**

Z výzkumu plyne, že se podařilo prokázat vztah vybraných demografických charakteristik (především pohlaví, příjem, vzdělání a částečně také věku) a osobnostních charakteristik (především na ochotě kupovat si levné věci, míře optimismu a částečně také na schopnosti vyjít s měsíčním příjmem, schopnosti držet na účtu finanční rezervu a způsobu nakupování) a loajality. V případě loajality se jedná o její behaviorální dimenzi (konkrétně ochoty opětovného nákupu).

Znalost fungování vztahu loajality na demografických a osobnostních charakteristik může pomoci manažerům podniků lépe zacílit své marketingové nástroje na stávající zákazníky. Manažery podniků by také měly podnítit k přemýšlení, kdo jsou jejich zákazníci, zda je dosavadní struktura zákazníků optimální a jestli a hlavně jak by ji bylo možné změnit. Tyto nástroje a úvahy by pak v tomto smyslu měli nejen udržet stávající zákazníky, ale i přilákat a v budoucnu udržet zákazníky nové.

Vztah loajality a vybraných charakteristik byl zkoumán nezávisle v rámci jednotlivých prvků (veličin) jak vybrané dimenze loajality, tak vybraných demografických a osobnostních charakteristik. V rámci dalšího výzkumu by bylo vhodné zkoumat vztah těchto veličin dohromady, tzn. vytvořit konstrukt loajality z výše uvedených (minimálně dvou) veličin na jedné straně a skupiny demografických a osobnostních charakteristik na straně druhé.

## **Reference**

- Azizli, N., Atkinson, B. E., Baughman, H. M. & Giammarco, E. A. (2015). Relationships between general self-efficacy, planning for the future, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 82, s. 58-60.
- Bouranta, N., Psomas, E., & Vouzas, F. (2019). *The effect of service recovery on customer loyalty: the role of perceived food safety*. *International Journal of Quality and Service Sciences*, 11(1), s. 69-86.
- Chan, T. S. & Cui, G. (2004). Consumer attitudes toward marketing in a transitional economy: a replication and extension. *Journal of Consumer Marketing*, 21(1), s. 10-26.

- Dixon, A. L. & Schertzer, S. M. (2005). Bouncing back: How salesperson optimism and self-efficacy influence attributions and behaviors following failure. *Journal of Personal Selling & Sales Management*, 25(4), 361-369.
- Eskildsen, J., & Kristensen, K. (2008). *Customer satisfaction and customer loyalty as predictors of future business potential*. *Total Quality Management*, 19(7-8), s. 843-853.
- Etemad-Sajadi, R., & Bohrer, L. (2017). *The impact of service recovery output/process on customer satisfaction and loyalty: The case of the airline industry*. *Tourism and Hospitality Research*, 19(2), s. 259-266.
- Fauzi, A. A., & Suryani, T. (2019). *Measuring the effects of service quality by using CARTER model towards customer satisfaction, trust and loyalty in Indonesian Islamic banking*. *Journal of Islamic Marketing*, 10(1), s. 269-289.
- Fornell, C., Johnson, M. D., Anderson, E. W., Cha, J., Bryant, B. E. (1996). The American customer satisfaction index: nature, purpose, and findings. *The Journal of Marketing*, 60(4), s. 7-18.
- Haghirian, P. & Madlberger, M. (2005). Consumer attitude toward advertising via mobile devices-An empirical investigation among Austrian users. *ECIS 2005 Proceedings*, 44.
- Hendl, J. (2006). *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. Portál, Praha.
- Ho, M. Y., Cheung, F. M. & Cheung, S. F. (2010). The role of meaning in life and optimism in promoting well-being. *Personality and individual differences*, 48(5), s. 658-663.
- Jones, T., Taylor, S. F. (2007). The conceptual domain of service loyalty: how many dimensions? *Journal of Services Marketing*, 21(1), s. 36-51.
- Kotler, P. (2003). *Marketing od A do Z: osmdesát pojmů, které by měl znát každý manažer*. Management Press.
- Kwong, M. Z., & Candinegara, I. (2014). Relationship between Brand Experience, Brand Personality, Consumer Satisfaction, and Consumer Loyalty of DSSMF Brand. *iBuss Management*, 2(2), s. 89-98.
- Lai, I. K. W. (2019). Hotel image and reputation on building customer loyalty: An empirical study in Macau. *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 38, s. 111-121.
- Lehtinen, J. (2007). *Aktivní CRM: řízení vztahů se zákazníky*. Praha: Grada.
- Leung, P. P. L., Wu, C. H., Ip, W. H., & Ho, G. T. S. (2019). Enhancing online-to-offline specific customer loyalty in beauty industry. *Enterprise Information Systems*, 13(3), s. 352-375.
- Melnyk, V., Van Osselaer, S. M., & Bijmolt, T. H. (2009). Are women more loyal customers than men? Gender differences in loyalty to firms and individual service providers. *Journal of Marketing*, 73(4), s. 82-96.
- Oliver, R. L. (1999). Whence consumer loyalty?. *Journal of marketing*, 63(4), s. 33-44.
- Oly Ndubisi, N. (2006). Effect of gender on customer loyalty: a relationship marketing approach. *Marketing intelligence & planning*, 24(1), s. 48-61.
- Oly Ndubisi, N. (2007). Relationship marketing and customer loyalty. *Marketing intelligence & planning*, 25(1), s. 98-106.
- Pelsmacker, P. D., Geuens, M., & Bergh, J. V. D. (2003). *Marketingová komunikace*. Praha: Grada.
- Peterson, M. & Ekici, A. (2007). Consumer attitude toward marketing and subjective quality of life in the context of a developing country. *Journal of Macromarketing*, 27(4), s. 350-359.
- Pitchayadejanant, K., & Nakpathom, P. (2016). The effect of demographic information as moderator toward relationship between service quality, customer satisfaction, and customer loyalty in Thai Low cost carriers' passengers. *Journal of Marketing Management*, 4(1), s. 172-182.
- Poushneh, A., & Vasquez-Parraga, A. Z. (2019). Emotional bonds with technology: the impact of customer readiness on upgrade intention, brand loyalty, and affective commitment through mediation impact of customer value. *Journal of Theoretical and Applied Electronic Commerce Research*, 14(2), s. 90-105.
- Prenda, K. M. & Lachman, M. E. (2001). Planning for the future: a life management strategy for increasing control and life satisfaction in adulthood. *Psychology and aging*, 16(2), s. 206-216.

- Rai, A. K., & Medha, S. (2013). The antecedents of customer loyalty: An empirical investigation in life insurance context. *Journal of Competitiveness*, 5(2), s. 139-163.
- Řezanková, H. (1997). *Analýza kategoriálních dat pomocí SPSS*. VŠE, Praha.
- Řezanková, H. (2007). *Analýza dat z dotazníkových šetření*. SPSS Professional publishing, Praha.
- Roos, I., Friman, M., & Edvardsson, B. (2009). Emotions and stability in telecom-customer relationships. *Journal of Service Management*, 20(2), s. 192-208.
- Rypáček, P. (2003). *Lojalita–co si pod ní přesně představit*. Marketingové noviny.
- Schiffman, L. G., & Kanuk, L. L. (2004). *Nákupní chování*. Brno: Computer press.
- Schumm, W. R., Pratt, K. K., Hartenstein, J. L., Jenkins, B. A., & Johnson, G. A. (2013). Determining statistical significance (alpha) and reporting statistical trends: Controversies, issues, and facts. *Comprehensive Psychology*, 2, s. 1-6.
- Suchánek, P., Králová, M. (2018). The Influence of Costumers' Personal Characteristics on their Satisfaction with the Food Industry. *Journal of Competitiveness*, 10(4), s. 151–170.
- Taylor, M. (2011). Measuring financial capability and its determinants using survey data. *Social Indicators Research*, 102(2), s. 297-314.
- Toman, M. (2017). *Intuitivní marketing pro 21. století*. Management Press, Albatros Media as.
- Uyar, A. (2018). Evaluation of Customer Loyalty Implementations By Consumers. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 10(1), s. 143-155.
- Vera-Toscano, E., Ateca-Amestoy, V. & Serrano-Del-Rosal, R. (2006). Building financial satisfaction. *Social Indicators Research*, 77(2), s. 211-243.
- Westbrook, R. A. (1980). Intrapersonal affective influences on consumer satisfaction with products. *Journal of consumer research*, 7(1), s. 49-54.
- Xiao, J. J., Chen, C. & Chen, F. (2014). Consumer financial capability and financial satisfaction. *Social Indicators Research*, 118(1), s. 415-432.
- Zamazalová, M. (2009). *Marketing obchodní firmy*. Praha: Grada.

## **Kontaktní adresa**

### **doc. Ing. Bc. Petr Suchánek, Ph.D.**

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra ekonomických studií  
Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Česká republika  
E-mail: petr.suchanek@vspj.cz  
Tel. číslo: +420549497456

### **Ing. Simona Činčalová, Ph.D.**

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra ekonomických studií  
Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Česká republika  
E-mail: simona.cincalova@vspj.cz  
Tel. číslo: +420567141211

### **Mgr. Martin Prokop**

Vysoká škola polytechnická Jihlava, Katedra matematiky  
Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Česká republika  
E-mail: martin.prokop@vspj.cz  
Tel. číslo: +420567141151

Received: 14. 08. 2019, reviewed: 25. 11. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

# THRESHOLD EFFECTS IN INTERACTIONS BETWEEN GOVERNMENT BUDGET IMBALANCES, CURRENT ACCOUNT IMBALANCES AND BUSINESS CYCLE SYNCHRONIZATION

Veronika Šulíková

**Abstract:** *The paper focuses on interactions between fiscal dynamics and current account imbalances, and their impact on business cycle synchronization in the euro area over the years 2001-2017. To join these two effects, we used panel data threshold model, which determined three intervals of current account differences and estimated separate relation between fiscal disparities and output gap disparities in each interval. If current account differences are small (1<sup>st</sup> interval), the threshold model concluded for strong positive effect of smaller budget balance differences on business cycle synchronization. Nevertheless, higher current account differences (2<sup>nd</sup> and 3<sup>rd</sup> interval) are accompanied by not significant or negative effect of budget balance differences on output gap differences, i.e. there is no effect of fiscal convergence on business cycle synchronization. As far as policy implications, if economic policies try to achieve tighter business cycles by a fiscal convergence, they need to take into account possible tools how to decrease current account imbalances as well.*

**Keywords:** *Current Account, Budget Balance, Fiscal Convergence, Business Cycle Synchronization, Euro Area, Threshold Model.*

**JEL Classification:** *E32, F32, F41, F44, H62.*

## Introduction

Current account imbalances and the presence of current account duality between Northern and Southern European countries became a discussed topic in recent years (Schmitz and Von Hagen, 2011; Belke and Dreger, 2013) and many authors search for causes and consequences of current account imbalances (see e.g. Unger, 2017; Kang and Shambaugh, 2016). Our paper focuses on consequences of current account imbalances on business cycle synchronization and its relation with fiscal convergence. The ambition of the paper is to join together two effects. Firstly, many studies concluded that fiscal convergence leads to higher business cycle synchronization (see e.g. Darvas, 2005; Furceri, 2009; Degiannakis et al., 2016). Secondly, the others, e.g. Lukmanova and Tondl (2017) concluded for negative impact of current account imbalances on business cycle synchronization. Our paper contributes to the existing empirical research by answering the question whether a fiscal convergence always leads to tighter business cycles and how current account imbalances affect this relation. The ambition of the paper is to determine intervals of current account differences when even a fiscal convergence cannot lead to tighter business cycles because of large current account imbalances. Thereafter, the paper is a starting point for further more profound research of interactions between fiscal imbalances, current account imbalances and business cycle synchronization.

## 1 Statement of a problem

Europe is characterized by a “duality” in current account dynamics (Uxó et al., 2011; Simonazzi et al., 2013). Northern European countries have large and persistent current account surpluses, while Southern European countries are typically those with deficits in their current accounts. Even if southern European countries adjusted their current account deficits in post-crisis period due to decline in their domestic demand (IMF, 2014), the presence and dynamics of current account imbalances still matter during European debt crisis (Hallett and Oliva, 2015; Afonso et al., 2019).

Besides current account imbalances, presented as a “duality” or a “divergence” in Europe, empirical studies focus on fiscal convergence (Kočenda et al., 2008; Censolo and Colombo, 2016) and business cycle synchronization (Crespo-Cuaresma and Fernández-Amador, 2013; Štiblárová and Siničáková, 2017; Campos et al., 2019). Many studies tested determinants of business cycle synchronization in Europe. Besides positive effects of trade and FDI on tighter business cycles, the effect of fiscal discipline has been proved (see e.g. Antonakakis and Tondl, 2014). Degiannakis et al. (2016) proved notable effect of fiscal policy on smoother business cycles in 10 EMU countries. Thereafter, Darvas et al. (2005) concluded for positive effect of fiscal convergence (i.e. smaller inter-country differences in budget balances) on business cycle synchronization in 21 OECD countries over 40 years. Furceri (2009) measured a fiscal convergence by budget surplus / deficit to GDP ratio and also concluded that a fiscal convergence is positively related to tighter business cycles in OECD countries.

Recent empirical studies conclude rather for business cycle de-synchronization in Europe in post-crisis period (see e.g. Grigoraş and Stanciu, 2016). Lukmanova and Tondl (2017) argue that disparities in current account balances have decoupling effect on business cycles. Exporter countries can profit from additional economic growth drawn by export demand, while economic growth of importer countries suffers from smaller global demand caused by higher imports; which leads to smaller business cycle synchronization between these countries (see Lukmanova and Tondl, 2017).

These studies lead us to join two effects on business cycle synchronization in one model: I) higher fiscal convergence leads to higher business cycle synchronization (see e.g. Furceri, 2009) or a poor fiscal discipline is an important barrier of business cycle synchronization (see e.g. Antonakakis and Tondl, 2014); II) higher current account differences have negative impact on business cycle synchronization (see Lukmanova and Tondl, 2017). In our approach, we join together these two effects via a threshold model, which enables to estimate the relation between two variables, at which the relation depends on values of the third variable – a threshold variable (see Hansen, 1999). Our threshold model estimates the relation between fiscal differences (budget balance differences) and differences in business cycles (output gap differences), whereas this relation will depend on values of differences in current account balances. The idea is following. A fiscal convergence can lead to business cycle synchronization only if differences in current accounts of the euro area countries are smaller than a certain threshold. On the other hand, if differences between current account balances are too high, even a fiscal convergence does not have a positive effect on business cycle synchronization. Therefore, even if a fiscal convergence (i.e. smaller budget balance differences) can lead to tighter economic cycles, high differences in current accounts contribute to weaker business cycle synchronization.



## 2 Methods

### 2.1 Data

Our panel data set covers the euro area countries <sup>1</sup> over the time period 2001 - 2017. Our aim is to estimate the relation between fiscal convergence, differences in current account balances and business cycle synchronization. More precisely, we search for relation between fiscal differences and business cycles synchronization and we suppose that this relation will vary according to different intervals of current account differences. Business cycle synchronization is a dependent variable and is measured as differences in output gaps (in % of potential GDP) vis-à-vis the euro area average. Fiscal convergence is an independent variable and is expressed as a budget balance difference, i.e. government net lending / borrowing (in % of GDP). Current account differences (in % of GDP) are set as a threshold variable. Further, inspired mainly by research by Lukmanova and Tondl (2017), we add other control “regime-independent” variables explaining business cycle synchronization: countries’ differences between current accounts (% of GDP), GDP growth rates (%), constant prices), inflation rates (%) and government gross debts (% of GDP); and a trade openness (% of GDP). It is evident that a real convergence, i.e. a decrease in differences between GDP growth rates (sigma convergence) leads to more similar business cycles in future. Further, smaller differences between prices (a decrease in countries’ differences between inflation rates, i.e. nominal convergence) are connected with real convergence and lead to higher business cycles synchronization. A linkage between nominal and real convergence has been shown by Lein-Rupprecht et al. (2007). Thereafter, we suppose that an increase in countries’ differences between current accounts and public debts lead to less synchronized business cycles (Lukmanova and Tondl, 2017). As far as current account differences, exporter countries can profit from higher output from export demand in comparison with importer countries, leading to less synchronized cycles. Different debt levels permit different fiscal policies in times of recession with different consequences on output, which lead to less synchronized cycles (Lukmanova and Tondl, 2017). Finally, as a trade intensity affects synchronization (Inklaar et al., 2008) we include a trade openness and we expect that higher trade openness leads to more synchronized business cycles. Data are retrieved from IMF database (WEO, October 2018). Data for a trade openness are based on Eurostat database.

### 2.2 Threshold model

To test interactions between fiscal dynamics, current account dynamics and business cycle synchronization, we estimate a panel data threshold model (for threshold model specification, see Hansen, 1999). A threshold model makes possible to estimate the relation between three variables. It estimates different relations between two variables, while these relations depend on the interval values of the third - threshold - variable. Therefore, a threshold model permits to join together two effects: 1) a positive impact of fiscal convergence on business cycle synchronization (the higher fiscal convergence, the tighter business cycles), and 2) a negative impact of increased current account differences on business cycle synchronization (the higher differences in current accounts, the smaller business cycle synchronization). To join these two effects, the idea

---

<sup>1</sup> Latvia and Lithuania have been omitted due to data unavailability.

is that a fiscal convergence can lead to tighter business cycles, only if countries' differences in current accounts are small enough, i.e. are smaller than a certain threshold value. Our threshold model estimates the relations between fiscal convergence and business cycle synchronization, while the estimated coefficients of these relations will be different for different intervals of current account countries' differences. Note that current account countries' difference is a threshold variable in our case.

Hansen (1999) introduced a panel data threshold model with fixed effects:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

$y_{it}$  is an explained variable (in our case: business cycle synchronization),  $x_{it}$  is an explicative variable, whose estimated coefficients are different for each interval of threshold variable (in our case: fiscal convergence),  $q_{it}$  is a threshold variable (in our case: countries' differences in current accounts);  $\gamma$  is the estimated threshold value, which determines intervals of threshold variable. The index  $i$  is a country, the index  $t$  is a time and  $I(\cdot)$  is an indicator of the function. This threshold model gives the estimation of regression coefficients  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  and the estimated threshold  $\gamma$ . To estimate a threshold  $\gamma$ , the model uses an iteration procedure in view to find the regression coefficients  $\beta_1$  and  $\beta_2$  which fit the best for the relation between  $x_{it}$  and  $y_{it}$  (for more details, see Hansen, 1999).

The estimated threshold  $\gamma$  divides our data set in two "regimes": 1) the estimated coefficient  $\beta_1$  determines the relation between  $x_{it}$  and  $y_{it}$  only if real values of threshold variable are smaller than  $\gamma$ . 2) the estimated coefficient  $\beta_2$  determines the relation between  $x_{it}$  and  $y_{it}$  if real values of threshold variable are higher than  $\gamma$ . In our case, if current account countries' differences are smaller than  $\gamma$ , the relation between fiscal convergence and business cycle synchronization is given by  $\beta_1$ . If current account countries' differences are higher than  $\gamma$ , the relation between fiscal convergence and business cycle synchronization is given by  $\beta_2$ .

Hansen (1999) defines also a double threshold model with two thresholds ( $\gamma_1, \gamma_2$ ;  $\gamma_1 < \gamma_2$ ) and three intervals, in which the model estimates different  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  and  $\beta_3$  for the relation between  $x_{it}$  and  $y_{it}$ :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (2)$$

According to our hypothesis of joined two effects on business cycle synchronization, the relation between a fiscal convergence and a business cycle synchronization differs with different intervals of countries' differences in current accounts. We expect that a fiscal convergence leads to more synchronized business cycles only if current account differences are smaller than  $\gamma$  (single threshold model) or  $\gamma_1$  (double threshold model).

Our single threshold model is defined as:

$$\begin{aligned} |GAP_i - GAP_{EA}|_t = & \mu_i + \beta_1 |BB_i - BB_{EA}|_{t-1} I(|CA_i - CA_{EA}|_{t-1} \leq \gamma) + \\ & + \beta_2 |BB_i - BB_{EA}|_{t-1} I(|CA_i - CA_{EA}|_{t-1} > \gamma) + \\ & + \theta_1 |CA_i - CA_{EA}|_{t-1} + \theta_2 |GDP_i - GDP_{EA}|_{t-1} + \theta_3 |INFL_i - INFL_{EA}|_{t-1} \\ & + \theta_4 |DEBT_i - DEBT_{EA}|_{t-1} + \theta_5 |OPEN_{i,t-1} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned}
GAP_{DIFF\ i,t} = & \mu_i + \beta_1 BB_{DIFF\ i,t-1} I(CA_{DIFF\ i,t-1} \leq \gamma) + \beta_2 BB_{DIFF\ i,t-1} I(CA_{DIFF\ i,t-1} > \gamma) + \\
& + \theta_1 CA_{DIFF\ i,t-1} + \theta_2 GDP_{DIFF\ i,t-1} + \theta_3 INFL_{DIFF\ i,t-1} + \theta_4 DEBT_{DIFF\ i,t-1} + \\
& + \theta_5 OPEN_{i,t-1} + e_{it}
\end{aligned} \tag{4}$$

For double threshold model, we write:

$$\begin{aligned}
GAP_{DIFF\ i,t} = & \mu_i + \beta_1 BB_{DIFF\ i,t-1} I(CA_{DIFF\ i,t-1} \leq \gamma_1) + \\
& + \beta_2 BB_{DIFF\ i,t-1} I(\gamma_1 < CA_{DIFF\ i,t-1} \leq \gamma_2) + \\
& + \beta_3 BB_{DIFF\ i,t-1} I(CA_{DIFF\ i,t-1} > \gamma_2) + \\
& + \theta_1 CA_{DIFF\ i,t-1} + \theta_2 GDP_{DIFF\ i,t-1} + \theta_3 INFL_{DIFF\ i,t-1} + \theta_4 DEBT_{DIFF\ i,t-1} + \\
& + \theta_5 OPEN_{i,t-1} + e_{it}
\end{aligned} \tag{5}$$

Our variables are defined in the following way:

- $GAP_{DIFF}$  is a business cycles synchronization measured as  $|GAP_i - GAP_{EA}|_t$ , and GAP is an output gap in % of potential GDP;  $i$  denotes a country,  $EA$  denotes the euro area average
- $BB_{DIFF}$  is a fiscal convergence expressed as  $|BB_i - BB_{EA}|_t$ , and BB is a budget balance: government net lending / borrowing (% of GDP)
- $CA_{DIFF}$  is difference between current account balances (% of GDP) in country  $i$  and in the euro area :  $|CA_i - CA_{EA}|_t$  - a threshold variable
- $GDP_{DIFF}$  is difference between GDP growth rates (annual, %) in country  $i$  and in the euro area :  $|GDP_i - GDP_{EA}|_t$
- $INFL_{DIFF}$  is difference between inflation rate (annual, %) in country  $i$  and in the euro area :  $|INFL_i - INFL_{EA}|_t$
- $DEBT_{DIFF}$  is difference between public debt-to-GDP ratio in country  $i$  and in the euro area :  $|DEBT_i - DEBT_{EA}|_t$
- $OPEN$  is a country's trade openness measured as (exports + imports) / GDP (expressed in % of GDP)

Our threshold model specifies two types of explicative variables: regime-dependent variable and regime-independent variables. Firstly, regime-dependent variable (i.e.  $|BB_i - BB_{EA}|$  in our model) depends on regime of threshold variable (i.e.  $|CA_i - CA_{EA}|$ ). Its estimated coefficients  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  are different for each interval of the threshold variable (note that threshold intervals are determined by the estimation of thresholds  $\gamma_1$  and  $\gamma_2$ ). Secondly, regime-independent variables are control variables, which explain the evolution in output gap differences (explained variable) and their estimated coefficients  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$  are same for each threshold variable interval. Our threshold model includes these regime-independent variables:  $CA_{DIFF}$ ,  $GDP_{DIFF}$ ,  $INFL_{DIFF}$ ,  $DEBT_{DIFF}$  and  $OPEN$ . Furthermore, in order to avoid an endogeneity bias in model estimation, we decided to set one-year lag for each explicative variable and threshold variable. This approach is generally applied by several authors, e.g. Baum et al. (2013).

It should be pointed out that macroeconomic theory (Mundell-Fleming model (Mundell, 1963) or Keynesian theory of absorption) states for a positive relation between budget imbalance and current account imbalance, which is known as twin deficit hypothesis (Abell, 1990). In this context, it would be also interesting to search

for this “twin relation” and show whether and how it applies to the business cycle synchronization; which offers other open opportunities for future research.

### 3 Problem solving

Tab. 1 presents the estimation of single and double threshold models showing the impact of current account differences vis-à-vis the euro area ( $CA_{DIFF}$ ) on relation between fiscal differences ( $BB_{DIFF}$ ) and business cycle synchronization ( $GAP_{DIFF}$ ).

**Tab. 1: Threshold model estimation**

Dependent variable:	Output gap differences ( $GAP_{DIFF}$ )				
		Single threshold m. Estimated threshold: T1= 5.676		Double threshold m. Estimated thresholds: T1=5.249, T2=11.696	
		Estimate	Error	Estimate	Error
<b>Regime-dependent variables</b>					
$BB_{DIFF,t-1}$ (if $CA_{DIFF,t-1} \leq 5.676$ )	$\beta_1$	0.192 ***	(0.041)		
$BB_{DIFF,t-1}$ (if $CA_{DIFF,t-1} > 5.676$ )	$\beta_2$	-0.077	(0.090)		
<b>Regime-dependent variables</b>					
$BB_{DIFF,t-1}$ (if $CA_{DIFF,t-1} \leq 5.249$ )	$\beta_1$			0.201 ***	(0.040)
$BB_{DIFF,t-1}$ (if $5.249 < CA_{DIFF,t-1} \leq 11.696$ )	$\beta_2$			-0.030	(0.085)
$BB_{DIFF,t-1}$ (if $CA_{DIFF,t-1} > 11.696$ )	$\beta_3$			-0.240 *	(0.130)
<b>Regime-independent variables</b>					
$CA_{DIFF,t-1}$	$\theta_1$	0.144 ***	(0.051)	0.164 ***	(0.047)
$GDP_{DIFF,t-1}$	$\theta_2$	0.321 ***	(0.085)	0.313 ***	(0.082)
$INFL_{DIFF,t-1}$	$\theta_3$	0.231	(0.159)	0.225	(0.153)
$DEBT_{DIFF,t-1}$	$\theta_4$	0.060 ***	(0.013)	0.059 ***	(0.012)
$OPEN_{t-1}$	$\theta_5$	-0.002	(0.004)	-0.0004	(0.004)

Notes: \*\*\*=.01, \*\*=.05, \*=.1 indicate 1%, 5%, 10% significance level; The threshold model is a panel data threshold model with individual fixed effect. Regime-dependent variable: budget balance differences  $BB_{DIFF}$ : the estimated coefficient between  $BB_{DIFF}$  and  $GAP_{DIFF}$  is different for each interval of  $CA_{DIFF}$  fixed by the threshold variable estimates). Regime-independent variables are independent from  $CA_{DIFF}$  intervals. A correlation matrix confirmed no co-linearity between explicative variables. Errors: heteroscedasticity corrected standard errors. Panel unit root tests concluded for stationarity in our panel: Levin et al. (2002) test: -12.548\*\*\*, Im et al. (2003) test: -16.227\*\*\*, Maddala and Wu (1999) test: 263.83\*\*\* (null hypothesis: no stationarity).

*Source: Own calculations, output from R*

Single threshold model divides current account (in % of GDP) differences in two intervals ( $CA_{DIFF} \leq 5.676\%$  and  $CA_{DIFF} > 5.676\%$ ). Double threshold model properly extends the results of single threshold model and divides our sample in three regimes: I)  $CA_{DIFF}$  smaller than 5.249%, II)  $CA_{DIFF}$  between 5.249% and 11.696%, III)  $CA_{DIFF}$  higher than 11.696%.

If current account differences ( $CA_{DIFF}$ ) are smaller than 5.249% (1<sup>st</sup> interval), there is a significant positive relation between budget balance differences ( $BB_{DIFF}$ ) and output gap differences ( $GAP_{DIFF}$ ):  $\beta_1 = 0.201$  (see Tab.1). It means that a decrease in budget balances differences, i.e. a fiscal convergence, is accompanied by a decrease in output gap differences, i.e. by higher business cycle synchronization. If current account

differences ( $CA_{DIFF}$ ) are in the 2<sup>nd</sup> interval - between 5.249% and 11.696%, there is no significant relation between  $BB_{DIFF}$  and  $GAP_{DIFF}$ . It means that a decrease in budget balance differences does not lead to smaller output gap differences and we cannot conclude for higher business cycles synchronization. Here, in situation of higher current account differences, a fiscal convergence is not accompanied by tighter business cycles. If current account differences ( $CA_{DIFF}$ ) are higher than 11.696%, the model concludes for a negative relation between  $BB_{DIFF}$  and  $GAP_{DIFF}$  ( $\beta_3 = -0.240$ , see Tab.1). If current account differences are too large, even a decrease in budget balance differences cannot lead to business cycle synchronization. The estimated model shows that a fiscal convergence, which is accompanied by high current account differences, even leads to output gap divergence (i.e. business cycle de-synchronization).

Checking for robustness of estimated model is presented in Tab.2, which concludes that our model can be considered as a robust one.

**Tab. 2: Robustness check of estimated threshold model**

Dependent variable:	Output gap differences ( $GAP_{DIFF}$ )					
		M1	M2	M3	M4	M5
Estimated thresholds	T1	5.249	5.254	5.676	3.323	3.323
	T2	11.696	11.696	11.696	11.696	11.696
<b>Regime-dependent variables</b>						
$BB_{DIFF,t-1}$ ( $CADIFF_{t-1} \leq T1$ )	$\beta_1$	0.201 ***	0.205 ***	0.204 ***	0.142 ***	0.143 ***
$BB_{DIFF,t-1}$ ( $T1 < CADIFF_{t-1} \leq T2$ )	$\beta_2$	-0.029	-0.040	-0.048	-0.039	-0.043
$BB_{DIFF,t-1}$ ( $CADIFF_{t-1} > T2$ )	$\beta_3$	-0.240 *	-0.272 *	-0.273 *	-0.352 **	-0.349 **
<b>Regime-independent variables</b>						
$CA_{DIFF,t-1}$	$\theta_1$	0.165 ***	0.176 ***	0.173 ***	0.187 ***	0.179 ***
$GDP_{DIFF,t-1}$	$\theta_2$	0.312 ***	0.310 ***	0.311 ***		
$INFL_{DIFF,t-1}$	$\theta_3$	0.226			0.213	0.199
$DEBT_{DIFF,t-1}$	$\theta_4$	0.059 ***	0.058 ***	0.058 ***	0.062 ***	0.063 ***
$OPEN_{t-1}$	$\theta_5$			-0.002	0.005	

Notes: \*\*\*=.01, \*\*=.05, \*=.1 indicate 1%, 5%, 10% significance level. However, the estimated coefficient of  $BB_{DIFF}$  in the third interval is more significant for models M4 and M5, we did not decide for these models because of the instability of this coefficient in comparison with their single threshold model version. Moreover, the models M4 and M5 do not include an impact of  $GDP_{DIFF}$ , which is significant in our basic model (see Tab. 1) and models M1 – M3.

Source: Own calculations, output from R

As far as regime-independent variables (see model in Tab. 1),  $CA_{DIFF}$ ,  $GDP_{DIFF}$  and  $DEBT_{DIFF}$  have a significant impact on output gap differences. Firstly, the model concludes for positive relation between current account and output gap differences ( $\theta_1 = 0.164$ ), which supports our results for regime-dependent variable in three intervals. Higher current account differences ( $CA_{DIFF}$ ) lead to higher output gap differences ( $GAP_{DIFF}$ ), hence a business cycle divergence. Secondly, the model concludes for a positive relation between GDP growth differences ( $GDP_{DIFF}$ ) and output gap differences ( $\theta_2 = 0.313$ , Tab.1). A decrease in  $GDP_{DIFF}$  leads to a decrease in  $GAP_{DIFF}$ , i.e. higher business cycles synchronization. This result supports the idea that a real convergence (e.g. a convergence of GDP growth rates measured by a sigma convergence) leads to

tighter output gaps and higher business cycle synchronization. Thirdly, the model shows a positive relation between public debt-to-GDP differences ( $DEBT_{DIFF}$ ) and output gap differences ( $\theta_4 = 0.059$ , Tab.1). Higher differences in public debts (i.e. differences between northern and southern European countries) lead to higher output gap differences, hence smaller business cycle synchronization.

#### 4 Discussion

Tab. 3 depicts a distribution of countries in three intervals of current account differences vis-à-vis the euro area average ( $CA_{DIFF}$ ), which have been estimated by threshold model (see Tab. 1): 1)  $\leq 5.249\%$ ; 2)  $5.249\% - 11.696\%$ ; 3)  $> 11.696\%$ .

From 2002 to 2004, majority of countries has been situated in the 1<sup>st</sup> interval with  $CA_{DIFF}$  smaller than 5.249% (see Tab. 3), in which the threshold model confirms a positive relation between budget balance differences and output gap differences. Therefore, a decrease in budget balance differences is accompanied by a decrease in output gap differences. If budget balance differences vis-à-vis the euro area average decrease<sup>2</sup>, the threshold model concludes for positive impact of fiscal convergence on business cycle synchronization. However, from 2005, number of countries in the 1<sup>st</sup> interval started to diminish as they moved to the 2<sup>nd</sup> interval (see Tab. 3) with  $CA_{DIFF}$  from 5.249% to 11.696%, in which the model confirms no significant impact of fiscal convergence (i.e. a decrease in budget balance differences) on business cycles synchronization. The main reason of this movement was the evolution of increasing current account imbalances discussed by many authors in that period (Cooper, 2006; Cooper, 2007; Gruber and Kamin, 2007; Aizenman and Sun, 2010). Over the time period 2005 - 2009, when we observed a rapid increase in current account deficits in southern Europe, e.g. Greece, Portugal, Spain, Malta, Cyprus; and simultaneously an increase of current account surpluses in northern Europe, e.g. Germany and Netherlands, these countries are moved into the 2<sup>nd</sup> interval and we conclude for no impact of budget balances differences on output gap differences, i.e. no relation between fiscal convergence and business cycles synchronization. Brunet and Guichard (2011) even underlined the existence of current account “duality” between northern and southern European countries, having common evolution inside the group of countries. Surplus countries gained from higher exports (having so called “mercantilist strategy”), which permitted higher economic growth without fiscal deficits. However, in deficit countries, trade deficits decreased an output and an economy had to stimulate an economic growth by government spending, leading to large fiscal deficits (strategy called as “strategy of indebtedness”).

---

<sup>2</sup> We suppose a fiscal convergence only if budget balance differences (vis-à-vis the euro area average,  $BB_{DIFF}$  in our model) decrease. Note that budget balance differences, vis-à-vis the euro area, do not decrease for each country and for each year. In this case, we cannot interpret it as a positive relation between fiscal convergence and output gap differences, but the relation between fiscal divergence and output gap differences.

**Tab. 3: Percentage of countries in three regimes, by year.**

CA <sub>DIFF</sub> interval	≤ 5.249%	5.249% - 11.696%	> 11.696%
Relation between BB <sub>DIFF</sub> and GAP <sub>DIFF</sub>	Positive ( $\beta_1 = 0.201$ ***)	Not significant ( $\beta_2 = -0.030$ )	Negative ( $\beta_3 = -0.240$ *)
	Fiscal convergence ↓ BCS	Fiscal convergence ↓ no BCS	Fiscal convergence ↓ BC divergence
Year	% of countries situated in the interval		
2002	71% (AT, BE, CY, FR, DE, EL, IE, IT, MT, NL, SI, ES)	29% (EE, FI, LU, PT, SK)	0%
2003	65% (AT, BE, CY, FR, DE, IE, IT, MT, NL, SI, ES)	35% (EE, FI, EL, LU, PT, SK)	0%
2004	76% (AT, BE, CY, FI, FR, DE, IE, IT, MT, NL, SK, SI, ES)	18% (EL, LU, PT)	6% (EE)
2005	47% (AT, BE, FI, FR, DE, IE, IT, SI)	47% (CY, EL, LU, MT, NL, PT, SK, ES)	6% (EE)
2006	47% (AT, BE, FI, FR, DE, IE, IT, SI)	53% (CY, EE, EL, LU, MT, NL, PT, SK, ES)	0%
2007	41% (AT, BE, FI, FR, IE, IT, SI)	53% (CY, DE, EL, LU, MT, NL, PT, SK, ES)	6% (EE)
2008	47% (AT, BE, FI, FR, IT, MT, SK, SI)	41% (CY, DE, IE, LU, NL, PT, ES)	12% (EE, EL)
2009	47% (BE, FI, FR, IE, IT, MT, SK, SI)	41% (AT, EE, DE, LU, NL, PT, ES)	12% (CY, EL)
2010	59% (AT, BE, EE, FI, FR, IE, IT, SK, SI, ES)	35% (CY, DE, LU, MT, NL, PT)	6% (EL)
2011	65% (AT, BE, EE, FI, FR, IE, IT, MT, SK, SI, ES)	35% (CY, DE, EL, LU, NL, PT)	0%
2012	71% (AT, BE, CY, EE, FI, FR, IE, IT, MT, SK, SI, ES)	29% (DE, EL, LU, NL, PT)	0%
2013	82%	18% (CY, DE, NL)	0%
2014	88%	12% (CY, NL)	0%
2015	82%	18% (CY, MT, NL)	0%
2016	94%	6% (DE)	0%
2017	88%	12% (CY, IE)	0%

Notes: BCS = business cycle synchronization, BC = business cycles, CA is lagged by one year, i.e. current account in 2001 corresponds to the year 2002 in the Table.

Source: Own calculations, output from R

Thereafter, a number of countries situated in the 2<sup>nd</sup> interval diminished and the countries moved back to the 1<sup>st</sup> interval. From 2013 to 2017, 82-94% of countries are situated in the 1<sup>st</sup> interval (see Tab. 3), which confirms that, after crisis, when current accounts adjusted (see IMF, 2014), we conclude for a positive relation between budget balance differences and output gap differences, i.e. if budget balance differences decrease, we conclude for a positive impact of fiscal convergence on more similar business cycles. It should be noted that southern European countries having typically

large current account deficits (e.g. Greece, Portugal, Spain) succeeded to adjust their deficits after crisis (IMF, 2014), which is in line with our results and their movement from the 2<sup>nd</sup> (3<sup>rd</sup>) to the 1<sup>st</sup> interval. As far as countries situated in the 3<sup>rd</sup> interval; Estonia, Greece and Cyprus had deep current account deficits and their current account differences vis-à-vis the euro area average ( $CA_{DIFF}$ ) were higher than 11.696% and their evolution even contributed to business cycle divergence over the years 2004 - 2005 and 2007 - 2010.

## **Conclusion**

The paper focuses on interactions between budget balance differences (vis-à-vis the euro area average), current account differences and output gap differences. It aimed to contribute to existing empirical studies by joining together two effects in one model: the impact of fiscal convergence (i.e. budget balance differences) and current account imbalances on business cycle synchronization. In order to join the two effects, we estimated a panel data threshold model, which permitted to estimate the relation between budget balance differences and output gap differences, while this relation depends on estimated threshold values of current account differences. Annual panel data cover the euro area countries over the time period 2001 - 2017.

The estimated panel data double-threshold model determined three intervals of current account differences. In each individual interval, it estimated different relation between budget balance differences and output gap differences. Therefore, it permitted to determine if fiscal convergence leads to tighter business cycles in each interval of current account differences and how this relation depends on the extent of current account imbalances. Firstly, if current account differences are small enough (i.e. current account, in % of GDP, difference of each individual country vis-à-vis the euro area average is smaller than 5.249%), the model concluded for a positive relation between budget balance differences and output gap differences and therefore, if budget balance differences decrease, a fiscal convergence leads to higher business cycle synchronization. From 2013 to 2017, 82 – 94% of countries are situated in this 1<sup>st</sup> interval. Secondly, if current account differences are in the interval from 5.249% to 11.696%, the threshold model concluded for no significant impact of fiscal convergence on tighter business cycles. Thirdly, if current account differences are higher than 11.696%, the model reveals even a negative relation between budget balance differences and output gap differences.

As far as policy implications, economic policies can achieve more synchronized business cycles through a fiscal convergence, but they had to take into account the extent of current account imbalances. To conclude, in order to achieve tighter business cycles, it is necessary to control convergence in current account differences as well. Finally, as our results conclude for non-linear relationship, i.e. in case of small current account differences, higher fiscal synchronization leads to tighter business cycles, and in case of large current account differences, higher fiscal synchronization leads to business cycle divergence; our paper points out also many open research questions for further analysis in this field.

## **Acknowledgement**

This contribution was supported by VEGA no. 1/0793/19.



## References

- Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12 (1), pp. 81-96. DOI: 10.1016/0164-0704(90)90057-H
- Aizenman, J., Sun, Y. (2010). Globalization and the sustainability of large current account imbalances: Size matters. *Journal of Macroeconomics*, 32(1), pp. 35-44. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.11.001>
- Afonso, A. et al. (2019). Assessing the sustainability of external imbalances in the European Union. *The World Economy*, 42(2), pp. 320-348. DOI: <https://doi.org/10.1111/twec.12709>
- Antonakakis, N., Tondl, G. (2014). Does integration and economic policy coordination promote business cycle synchronization in the EU? *Empirica*, 41(3), pp. 541-575.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P. (2013). Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area. *Journal of International Money and Finance*, 32(C), pp. 809-821. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.07.004>
- Belke, A., Dreger, C. (2013). Current Account Imbalances in the Euro Area: Does Catching up Explain the Development? *Review of International Economics*, 21(1), pp. 6-17. DOI: <https://doi.org/10.1111/roie.12016>
- Brunet, A., Guichard, J.P. (2011). *La visée hégémonique de la Chine. L'impérialisme économique*. Paris : L'Harmattan. ISBN : 978-2-296-13916-9.
- Campos, N. F., Fidrmuc, J., Korhonen, I. (2019). Business cycle synchronisation and currency unions: A review of the econometric evidence using meta-analysis. *International Review of Financial Analysis*, 61, pp. 274-283. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.11.012>
- Censolo, R., Colombo, C. (2016). The impact of the crisis on fiscal convergence in the EU: The early signs. *Journal of European Integration*, 38(6), pp. 703-717. DOI: <https://doi.org/10.1080/07036337.2016.1177044>
- Cooper, R.N. (2006). Living with global imbalances: A contrarian view. *Journal of Policy Modeling*, 28(6), pp. 615-627. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.06.007>
- Cooper, R.N. (2007). Living with global imbalances. *Brookings Papers on Economic Activity*, 38(2), pp. 91-110.
- Crespo-Cuaresma, J., Fernández-Amador, O. (2013). Business cycle convergence in EMU: A first look at the second moment. *Journal of Macroeconomics*, 37, pp. 265-284. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.02.001>
- Darvas, Z., Rose, A. K., Szapáry, G. (2005). *Fiscal divergence and business cycle synchronization: irresponsibility is idiosyncratic* (no. w11580). National Bureau of Economic Research.
- Degiannakis, S. et al. (2016). Business cycle synchronisation in EMU: Can fiscal policy bring member-countries closer? *Economic Modelling*, 52, pp. 551-563. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.035>
- Furceri, D. (2009). Fiscal convergence, business cycle volatility, and growth. *Review of International Economics*, 17(3), pp. 615-630. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2009.00837.x>
- Grigoraş, V., Stanciu, I. E. (2016). New evidence on the (de) synchronisation of business cycles: Reshaping the European business cycle. *International Economics*, 147, pp. 27-52. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.03.002>
- Gruber, J.W., Kamin, S.B. (2007). Explaining the global pattern of current account imbalances. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), pp. 500-522. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.03.003>
- Hallett, A. H., Oliva, J. C. M. (2015). The importance of trade and capital imbalances in the European debt crisis. *Journal of Policy Modeling*, 37(2), pp. 229-252. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.02.001>
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), pp. 345-368. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)

- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- IMF (2014). Are global imbalances at a turning point? *World Economic Outlook: legacies, clouds, uncertainties* (October 2014).
- Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., De Haan, J. (2008). Trade and business cycle synchronization in OECD countries - A re-examination. *European Economic Review*, 52(4), pp. 646-666.
- Kang, J. S., Shambaugh, J. C. (2016). The rise and fall of European current account deficits. *Economic Policy*, 31(85), pp. 153-199. DOI: <https://doi.org/10.1093/epolic/eiv018>
- Kočenda, E., Kután, A. M., Yigit, T. M. (2008). Fiscal convergence in the European Union. *The North American Journal of Economics and Finance*, 19(3), pp. 319-330. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2008.06.003>
- Lein-Rupprecht, S. M., León-Ledesma, M. A., Nerlich, C. (2007). *How is real convergence driving nominal convergence in the new EU member states?* (No. 827). ECB Working paper.
- Levin, A., Lin, C.-F., James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), pp. 1-24.
- Lukmanova, E., Tondl, G. (2017). Macroeconomic imbalances and business cycle synchronization. Why common economic governance is imperative for the Eurozone. *Economic Modelling*, 62, pp. 130-144. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.01.004>
- Maddala, G.S., Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), pp. 631-652.
- Mundell, R.A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29 (4), pp. 475-485.
- Schmitz, B., Von Hagen, J. (2011). Current account imbalances and financial integration in the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 30(8), pp. 1676-1695. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.08.003>
- Simonazzi, A., Ginzburg, A., Nocella, G. (2013). Economic relations between Germany and southern Europe. *Cambridge Journal of Economics*, 37(3), pp. 653-675. DOI: <https://doi.org/10.1093/cje/bet010>
- Štiblárová, E., Siničáková, M. (2017). Detecting business cycles and concordance of the demand-based classified production of the Visegrad Countries – Regime switching approach. *Ekonomicky casopis*, 65(10), pp. 899-917.
- Unger, R. (2017). Asymmetric credit growth and current account imbalances in the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 73, pp. 435-451. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.02.017>
- Uxó, J., Paúl, J., Febrero, E. (2011). Current account imbalances in the Monetary Union and the Great Recession: causes and policies. *Panaeconomicus*, 58(5), pp. 571-592.

## Contact Address

**Ing. Veronika Šulíková, PhD.**

Technical University of Košice, Faculty of Economics, Department of Economic Theories

Němcovej 32, 040 01, Košice, Slovakia

Email: [veronika.sulikova@tuke.sk](mailto:veronika.sulikova@tuke.sk)

Phone number: +421556023304

Received: 29. 04. 2019, reviewed: 27. 07. 2019

Approved for publication: 09. 12. 2019

## **REVIEW PROCEDURE**

At first, each submission is assessed by executive editor and by The Editorial Board, who check whether the submission satisfies the journal requirements. If it does, they send the papers to the 2 referees. Referees elaborate evaluation reports in the form of a standard blank form (sent to referees by the executive editor). Referees evaluate the papers from content and formal point of view, a summary of comments for the author(s) is included. The referee recommendation to the editor should be one of the following: Accept for publication, accept with minor revisions, accept with major revisions, reject. The Editorial Board reserves the right to return to the authors any manuscript that in their opinion is not suitable for publication in the journal, without expressly stipulating the reasons for doing so. Accepted articles for publication do not undergo linguistic proofreading. Executive editor informs the author about the result of the review procedure.

## **EDITORIAL BOARD**

### **Senior editor**

**doc. Ing. Romana Provazníková, Ph.D.**

### **Executive editor**

**Ing. Filip Gyenes**

### **Members**

**prof. Ing. Jan Čapek, CSc.**

**doc. Ing. Ivana Kraftová, CSc.**

**doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.**

**doc. Ing. et Ing. Renáta Myšková, Ph.D.**

**doc. Ing. Jolana Volejníková, Ph.D.**

**Ing. Karel Šatera, PhD. MBA**

## **SCIENTIFIC BOARD**

**prof. Dr. John R. Anchor**, University of Huddersfield, England

**doc. Ing. Josef Brčák, CSc.**, Czech University of Life Sciences Prague, Czech Republic

**prof. Ing. Jiří Dvořák, DrSc.**, University of Technology Brno, Czech Republic

**doc. Ing. Peter Fabian, CSc.**, The University of Žilina, Slovak Republic

**prof. Ing. Mojmír Helísek, CSc.**, The University of Finance and Administration Prague, Czech Republic

**prof. Dr. Roberto Henriques**, Universidade Nova de Lisboa, Portugal

**prof. Lazaros S. Iliadis**, Democritus University of Thrace, Greece

**prof. Ing. Ivan Jáč, CSc.**, Technical university of Liberec, Czech Republic

**prof. Ing. Christiana Kliková, CSc.**, Masaryk University, Czech Republic

**prof. Sergey V. Kostarev, PhD.**, Omsk Institute of Plekhanov Russian University of Economics, Russia

**prof. JUDr. Jozef Králik, CSc.**, Pan-European University, Slovak Republic

**prof. PhDr. Miroslav Krč, CSc.**, University of Defence Brno, Czech Republic  
**prof. PhDr. Karel Lacina, DrSc.**, The University of Finance and Administration Prague, Czech Republic  
**doc. Ing. Ivana Linkeová, Ph.D.**, Czech Technical University in Prague, Czech Republic  
**prof. JUDr. Eleonóra Marišová, PhD.**, Slovak University of Agricultural in Nitra, Slovak Republic  
**prof. dr. Ing. Miroslav Pokorný**, Technical University of Ostrava, Czech Republic  
**prof. Ing. Jiří Polách, CSc.**, Business School Ostrava, Czech Republic  
**prof. univ. dr. Angela Repanovici**, Universitatea Transylvania Brasov, Romania  
**prof. dr. habil. Aleksander Sladkowski**, Silesian University of Technology, Poland  
**prof. dr. Ligita Šimanskienė**, Klaipėda University, Lithuania  
**prof. dr. Teodoras Tamošiūnas**, Šiauliai University, Lithuania  
**doc. Ing. Miloš Vitek, CSc.**, Emeritus academic staff University of Hradec Králové, Czech Republic

## **CONTACT US**

University of Pardubice  
Faculty of Economics and Administration  
Studentská 95, 532 10 Pardubice, Czech Republic  
Email: [filip.gyenes@upce.cz](mailto:filip.gyenes@upce.cz)  
[www.uni-pardubice.cz](http://www.uni-pardubice.cz)

## **Journal web page:**

<http://www.upce.cz/en/fes/veda-vyzkum/fakultni-casopisy/scipap.html>

Title	Scientific Papers of the University of Pardubice, Series D
Publisher	University of Pardubice Faculty of Economics and Administration Studentská 95, 532 10 Pardubice, Czech Republic
Registration number	IČ 00216275
Edited by	Ing. Filip Gyenes
Periodicity	3 per year
Volume number	27
Issue number	47 (3/2019)
Place	Pardubice
Publication Date	30. 12. 2019
Number of Pages	139
Number of Copies	60
Edition	First
Printed by	Printing Centre of the University of Pardubice

MK ČR E 19548  
ISSN 1211-555X (Print)  
ISSN 1804-8048 (Online)

