INVESTICE DO VĚDY A VÝZKUMU A PRODUKTIVITA PRÁCE V MSP V EUROZÓNĚ

R&D SUBSIDIES AND PRODUCTIVITY IN SMES IN THE EUROZONE

Radmila Krkošková

Abstract: *The paper contributes to the existing literature through analysis of relationship between labour productivity and government spending on research and development in the eurozone countries as a whole. In particular, small and medium enterprises should aim to increase the labour productivity and use the possibilities of funding from the structural funds.*
The purpose of this paper is to empirically investigate the relationship between labour productivity and government spending on research and development in the eurozone. In particular, its purpose is to investigate this relationship in the case of small and medium enterprises. By utilizing causality tests and error correction models, the results suggest that support of research and development is the cause of labour productivity growth in the long-term period. However, for the short-term period changes in labour productivity precede changes in government spending on research and development. Based on the findings, the study has several theoretical and practical implications.
The data sources were the Eurostat database. The data used have the character of annual time series in the period between 2004 and 2016. GRETL software was used for the calculations.

Keywords: *ECM model, Eurozone, Granger Causality, Labour Productivity, R&D, SME, Solow Model, VAR Model.*

JEL Classification*: C01, L26.*

Úvod

Pojem eurozóna označuje ty státy Evropské unie, které přijaly euro jako svoji zákonnou měnu. Mezi stávajícími 28 členy EU se tak doposud stalo v 19 případech. Z hospodářského výkonu EU více než 70 procent připadá na eurozónu. Na území eurozóny žije více než 330 milionů obyvatel. MSP představují 99 % všech podniků v eurozóně. Definice malého a středního podniku je důležitá pro přístup k finančním prostředkům a podpůrným programům EU zaměřeným konkrétně na tyto podniky. MSP jsou definovány v doporučení EU 2003/361. Téma článku souvisí s programem Horizont 2020. Tento program má za cíl pokrýt celý proces od základního výzkumu až po inovativní produkty a procesy a jejich uvedení na trh. Horizont 2020 je komplexní program sdružující evropské nástroje podpory vědy, výzkumu a inovací. O výši investic do VaV informuje kapitola „Inteligentní růst“. Jsou zde uvedeny tři oblasti, ve kterých mají státy EU rezervy: inovace, vzdělání a digitální společnost. Oblast inovace se také zabývá investicemi do VaV, které jsou na nízké úrovni, a podíl soukromého sektoru na celkových investicích je nedostačující. V nových opatřeních ve srovnání s obdobím 2007-2013 se klade důraz na větší podporu MSP, jak uvádí ve zprávě Evropská komise (2015). Otázkou je, zda MSP budou investovat do VaV, a zda jim tato investice přinese vyšší produktivitu práce.

Jádrem práce je analýza dvou hypotéz, které se týkají vztahu mezi investicemi do vědy a výzkumu (VaV) a produktivitou práce (PP) v malých a středních podnicích (MSP) ve státech eurozóny. Jedná se o MSP v odvětví průmyslu, stavebnictví, obchodu a služeb. Není zde zahrnuto „finanční odvětví“.

Cílem práce je přijmout nebo zamítnout tyto hypotézy: H1: existuje dlouhodobý vztah mezi investicemi do vědy a výzkumu a produktivitou práce, H2: existuje krátkodobý vztah mezi investicemi do vědy a výzkumu a produktivitou práce. Tato práce rozšiřuje již existující články o investicích do VaV v závislosti na zvýšení PP.

Tento článek se zabývá vztahem mezi investicemi do VaV a PP ve státech eurozóny jako celku na rozdíl od autorů: Cin, et all., (2014), Karhunen, H., a Huovari, J. (2015), Irwin a Klenow, (1996), Criscuolo, et al., (2012), Cerqua and Pellegrini, (2014), kteří zkoumají tento vztah v těchto zemích: Korea, Finsko, USA, Velká Británie, Itálie.

1 Teoretická východiska

MSP jsou důležitou součástí zdravého hospodářství každého vyspělého státu. Proto je v zájmu každého státu co nejvíce podporovat vznik a rozvoj těchto společností. Počet MSP převažuje nad počtem velkých podniků. MSP jsou faktorem stability. Dokáží se ale také rychle a pružně přizpůsobit změnám, které mohou na trhu nastat, jak uvádí Veber and Srpová (2012).

Investovat do vědy a výzkumu je důležité v každém státě. Po programu Horizont 2020 přichází nový program Horizont Evropa. Program Horizont Evropa bude v období 2021-2027 představovat stěžejní nástroj podpory výzkumu, vývoje a inovací v EU. Prostřednictvím tohoto programu budou v EU výzkum, vývoj a inovace podpořeny souhrnnou částkou 97,6 mld. EUR, (Echo, 2018). Tento program bude také podporovat MSP. Předpokládá se tedy, že investice do VaV budou mít pozitivní vliv na efektivitu podniku.

Téma vztahů mezi investicemi do VaV a PP analyzovala řada autorů. Například práce Cin et al. (2014) empiricky prozkoumala dopady politiky na investice do VaV v korejských výrobních firmách. Autoři shledali, že existuje pozitivní vztah mezi investicemi do VaV a PP korejských MSP.

Karhunen a Huovari (2015) zkoumali vliv investic do VaV na PP. Výzkum byl proveden v letech 2000 až 2012 ve finských MSP. Nebyla prokázána pozitivní závislost na PP během pětiletého období po poskytnutí dotace na investice do VaV. Naopak, výsledky naznačovaly 2-4 % negativní dopad na roční růst produktivity MSP o jeden až dva roky později po investici do VaV.

Evropští politici aktivně podporují inovační programy zaměřené na podporu investic do VaV v MSP (Ortega-Argilés et al., 2009). Roste počet studií, které se zabývají vlivem výše investic do VaV na PP. Výsledky těchto studií nejsou jednoznačné. Vliv investic na VaV na PP je v USA nevýznamný (Irwin, Klenow, 1996). Stejně tak nebyla prokázána závislost mezi regionálními dotacemi a PP ve Velké Británii (Criscuolo et al., 2012) nebo v Itálii (Cerqua, Pellegrini 2014). Ve Finsku, jak uvádí Einiö (2014), mají investice do VaV z Evropského fondu pro regionální rozvoj pozitivní vliv na PP tři roky po poskytnutí dotace. Koski a Pajarinen (2015) hodnotí všechny dotace na podnikání ve Finsku a výsledky naznačují, že různé dotace (včetně investic do VaV) mají spíše negativní vliv na růst PP.

2 Metody

Ekonomická výkonnost země, vyjádřená velikostí hrubého domácího produktu na jednoho obyvatele (HDP/obyvatele) a dalšími ukazateli (míra růstu HDP, ekonomická úroveň, hrubý národní produkt, národní důchod, čistý ekonomický blahobyt), je nesporně ovlivňována investicemi do VaV. Mezi investicemi do VaV a ekonomickou úrovní jsou komplikované vzájemné vazby. Nicméně na základě dlouhodobých zkušeností jsou ve standardních ekonomikách v úrovni praktické politiky považovány investice do VaV za prorůstové investice a chápány jako faktor, který vede ke zvyšování PP. Má-li se PP zvyšovat, musí se MSP specializovat na obory, v kterých je účelné a efektivní využívat výsledky VaV.

2.1 Solowův-Swanův model

Při analýze ekonomického růstu je důraz kladen na produktivitu práce a lidské zdroje, vědu a výzkum jako zdroj technologického pokroku a kvalitu institucionálního prostředí jako důležitého determinantu podnikatelských aktivit.

Keynesiánské růstové modely byly v polovině 20. století zastíněny neoklasickými teoriemi růstu, z nichž nejznámější je růstový model R. M. Solowa. Neoklasické teorie hledaly vztahy mezi růstem produktu a růstem kapitálu a práce. Nedostatkem však bylo, že nevysvětlovaly zdroje hospodářského růstu. Technologický pokrok, jako zdroj růstu, byl zaveden do růstového modelu až ve 2. polovině 80 let, jak uvádí Holman (2002).

Růstový Solowův-Swanův model (Solow, 1956) je v podstatě rozšířením Cobb-Douglasovy produkční funkce o technologický pokrok, který má vliv na tvar produkční funkce v dlouhém období:

$$Y = F(K, A, L) \tag{1}$$

kde Y je produkt, K je kapitál, L je práce, A je úroveň technologie.

Funkce F má konstantní výnosy z rozsahu a platí zákon klesajících mezních výnosů. Solow uvažuje o zákonu klesajících mezních výnosů z kapitálu a to až do stálého stavu.

Z modelu vyplývá, že ekonomika roste s růstem produktivity práce (protože funkce F je rostoucí), ale už není schopen vysvětlit, proč některé země rostou rychleji a jiné pomaleji. Solowův model vede k následujícím tvrzením. Zvýšení úrovně používané technologie má příznivý účinek na produktivitu práce, růst produkce a růst zásob kapitálu. Průměrná produktivita práce roste v důsledku zavádění nových technologií přímo, ale i nepřímo. Pokud se ekonomika nachází ve stálém stavu, průměrná produktivita práce se rovná míře růstu technologického pokroku. Solowův model tedy dokazuje, že technologický pokrok je zdrojem neustále se zvyšujícího životního standardu, jak uvádí Mach (2001).

2.2 VAR/VECM model

Vector Autoregressive model (VAR) a Vector Error Correction model (VECM) umožňuje vyjádřit a analyzovat simultánní vztah mezi proměnnými. Arlt (1999) uvádí, že VAR analýza vychází z myšlenky, že všechny proměnné využité pro analýzu zvolené závislosti jsou náhodné a simultánně závislé. To znamená, že modelová struktura obsahuje pouze endogenní proměnné (kromě deterministické složky modelu), přičemž jejich maximální délka zpoždění je stejná.

Model VAR(p) lze zapsat v následující formě, kde se předpokládá, že C_s =0 pro $s > p$:

$$Y_t = \eta + \sum_{s=1}^{p} C_s Y_{t-s} + U_t, \quad (2)$$

kde η … je vektor konstant;
Y_t … reprezentuje k proměnných modelu;
U_t … je vektor náhodných složek modelu, kde $U_t \sim N(0, \sigma)$;
C_s … je matice parametrů endogenních proměnných zpožděných o s období.

Zahrnutím dlouhodobého vztahu do (2) je získán VECM v následující podobě:

$$\triangle Y_t = \eta + \Pi Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{p} C_s \triangle Y_{t-s} + U_t, \quad (3)$$

kde η … je vektor konstant;
Y_{t-1} … reprezentuje k proměnných modelu;
$\triangle Y_t$ … reprezentuje první diference k proměnných modelu;
U_t … je vektor náhodných složek modelu, kde $U_t \sim N(0, \sigma)$;
Π … je matice dlouhodobého vztahu; $\Pi = \alpha\beta^T$, kde α jsou odhadnuté parametry, které vyjadřují rychlost přizpůsobení systému a β je kointegrační vektor, resp.matice kointegračních vektorů;
C_s … je matice parametrů endogenních proměnných zpožděných o s období.

Kočenda a Černý (2007) uvádí, že při konstrukci VAR modelu se předpokládá, že vztah mezi zahrnutými proměnnými je simultánní a symetrický. Nezbytným předpokladem pro odvození VAR modelu je stacionární povaha všech časových řad.

Časové řady lze analyzovat na základě jejich krátkodobých a dlouhodobých vztahů. V případě, že mezi časovými řadami existuje pouze krátkodobý vztah, je dostačujícím nástrojem pro analýzu tohoto vztahu VAR model. V případě, že je prokázána existence dlouhodobého vztahu mezi vybranými časovými řadami, lze pro analýzu použít VECM model. VECM model současně zachycuje a vyjadřuje krátkodobé i dlouhodobé vztahy. VECM model vychází z kointegračního přístupu, který modeluje nestacionární časové řady, jejichž dlouhodobý vztah je vyjádřen pomocí error correction mechanismu, jak také uvádí Stoklasová (2018).

Většina časových řad z oblasti makroekonomie a financí je nestacionární nebo integrována o řádu jedna I(1), jak uvádí ve studii Engle a Granger (1987). I(1) označujeme časovou řadu, jejíž první diference jsou stacionární. Z tohoto důvodu se provádí testování stacionarity dat neboli testy jednotkového kořene. V literatuře se často používá Augmented Dickey-Fuller test (ADF). ADF test umožňuje otestovat přítomnost jednotkového kořene na základě tří modelů. Model (4) přestavuje model náhodné procházky, model (5) obsahuje konstantu (μ), model (6) obsahuje konstantu (μ) a trendovou složku (t). Testované modely jsou definovány následujícím způsobem:

$$\triangle y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K} \rho_i \triangle y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\triangle y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K} \rho_i \triangle y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\triangle y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K} \rho_i \triangle y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Zjištění řádu integrace jednotlivých časových řad vychází z nulové hypotézy: $H_0: \gamma = 0$, která říká, že časová řada obsahuje jednotkový kořen, tzn. že nesystematická složka časové řady je typu I(1). Proti nulové hypotéze je postavena alternativní hypotéza: $H_1: \gamma < 0$, která říká, že časová řada je stacionární.

2.3 Kointegrační analýza

Kointegrační analýza vychází z problematiky integrovaných procesů, kterými se poprvé komplexně zabývali Box a Jenkins. Kointegrační analýza zkoumá krátkodobou dynamiku a dlouhodobý vztah mezi proměnnými. Každý systém je vystaven neustálým šokům, z krátkodobého hlediska tedy nedosahuje rovnovážného stavu. I přesto však mezi jednotlivými časovými řadami může existovat vztah, který lze z dlouhodobého hlediska označit rovnovážným stavem. Arlt (2003) uvádí, že autoři Engle a Granger vyvinuli jednoduchý test kointegrace založený na testu stacionarity reziduí. Engle Grangerův přístup lze označit jako klasický přístup. Problém se objevuje v případě analýzy vztahu mezi více než dvěma proměnnými. Pak je lepší aplikovat Johansenův přístup. Výhodou Johansenova přístupu je to, že kromě testu kointegrace umožňuje explicitně řešit potenciální existenci více kointegračních vektorů.

Kointegrační analýza vychází z hledání nenulových tzv. vlastních čísel matice dlouhodobých vztahů (Π). Na základě tohoto testování je stanoven počet kointegračních vektorů v daném VECM modelu. Hodnot matice dlouhodobých vztahů (Π) je rovna počtu jejích nenulových vlastních čísel. Tento přístup využívá dvou testovacích kritérií: statistiku vlastních čísel (eigenvalue statistics) a statistiku stopy (trace statistics).

$$\lambda_{MAX}(r+1) = -Tln(1-\lambda_{r+1}) \tag{7}$$

$$\lambda_{TRACE}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{N}\ln(1-\lambda_i) \tag{8}$$

K určení počtu kointegračních vazeb existují dvě kritéria. První kritérium (eigenvalue statistics) testuje platnost nulové hypotézy o existenci přesně *r* kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze vyjadřující výskyt *r*+1 kointegračních vektorů. Druhé testové kritérium (trace statistics) ověřuje platnost nulové hypotézy o existenci nejvýše *r* kointegračních vektorů oproti alternativní hypotéze, že se vyskytuje více než *r* vektorů. Výsledky druhého testového kritéria zachycuje Tab. 3.

3 Data

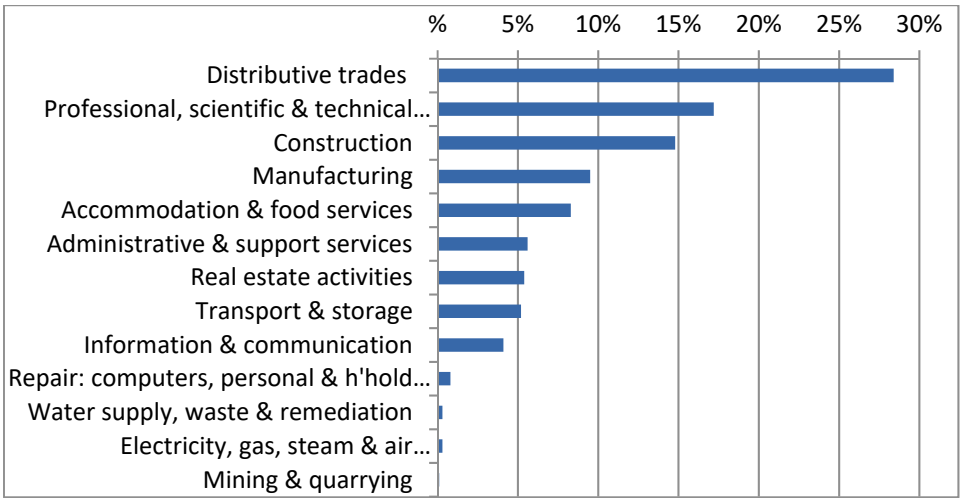
V praktické části článku jsou analyzována data získaná z database Eurostatu. Jedná se o roční data v období od roku 2004 do roku 2015. Investice do VaV pro státy eurozóny jsou označeny RD_EURO. Investice do VaV představují procento z hrubého domácího produktu, (Eurostat, 2017a). PP v eurozóně je označena LP_EURO. Produktivita práce v tomto případě je produktivita práce na zaměstnance za odpracovanou hodinu, (Eurostat, 2017c). Strukturu MSP v eurozóně v roce 2014 ukazuje následující Tab. 1 a Obr. 1. Tyto údaje se týkají "nefinančních podniků". Data se týkají firem v odvětví průmyslu, stavebnictví, obchodu a služeb. Celkový počet MSP v nefinanční podnikatelské ekonomice v eurozóně byl v roce 2015 odhadován na 16,5 milionu, jak je patrné z Tab. 1.

Tab. 1: Počet MSP v eurozóně (v miliónech)

Rok	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**
Počet MSP	15,4	15,1	15,6	15,8	16,3	16,5

Zdroj: Eurostat (2017b)

Obr. 1: Struktura MSP v rámci nefinančních podniků



Zdroj: Eurostat (2017b)

MSP v eurozóně zaměstnávají 66,8 % zaměstnanců, (Eurostat, 2017b). Jedním z cílů strategie Horizont 2020 je, že by Evropská unie měla investovat 3 % HDP na VaV, jak se uvádí ve zprávě Evropská komise (2015).

Největší podíl hrubého domácího produktu investuje do výzkumu a vývoje Finsko. Tato země jako jediná překročila hranici tří procent. Rakousko, Belgie, Francie, Německo investují do VaV 2–3 %. Nejméně do VaV investují Kypr, Řecko, Lotyšsko, Litva, Malta a Slovenko, kde výdaje průměrně nepřekračují 1 %, jak se uvádí ve zprávě Evropská komise (2015). V dalším textu je analyzován vztah pro eurozónu jako celek.

4 Testování dlouhodobého a krátkodobého vztahu

Tato část článku se zabývá kointegračním testem modelu, který bude použit pro analýzu dlouhodobého a krátkodobého vztahu mezi investicemi do VaV a PP v eurozóně. Cílem je analyzovat tento vztah v případě MSP. Předpokládá se pozitivní vztah.

Byla zkoumána stacionarita časových řad a nebyla zamítnuta nulová hypotéza (H0: existuje jednotkový kořen), což naznačuje přítomnost jednotkového kořene v každé časové řadě, tedy nestacionaritu, což je předpokladem pro kointegrační test, jak uvádí Arlt a Arltová (2006). Pro testování stacionarity byl použit rozšířený Dickeyův-Fullerův test (ADF). Stacionarita byla zjištěna po první diferenci, jak je uvedeno v Tab. 2. Významnosti je míněna p-hodnota.

Tab. 2: ADF test

Data	t-statistika	Významnost	Výsledek
RD_EURO	– 2,37	0,368	Nestacionární ČŘ
LP_EURO	– 2,39	0,381	Nestacionární ČŘ
D(RD_EURO)	– 3,09	0,059*	Stacionární ČŘ
D(LP_EURO)	– 4,37	0,008***	Stacionární ČŘ

* *statistická významnost na hladině významnosti 0,1*
*** *statistická významnost na hladině významnosti 0,01*

Zdroj: program GRETL, vlastní zpracování

4.1 Testování dlouhodobého vztahu

Tato podkapitola se zabývá testováním první hypotézy, zda existuje dlouhodobý vztah mezi investicemi do vědy a výzkumu a produktivitou práce v malých a středních firmách ve státech eurozóny.

V této části se testuje počet kointegračních vztahů ve VAR(2) modelu pro endogenní proměnné (*RD_EURO; LP_EURO*) pomocí Johansonovy metody, jak uvádí Johansen (1991). Trace test v Tab. 3 potvrzuje existenci 1 kointegračního vztahu pro VECM(1) model na hladině významosti 5%, jak uvádí Johansen (1995). Jedná se o model, který obsahuje neomezenou úrovňovou konstantu a omezenou trendovou složku. Další informace lze najít v článcích Enders a Granger (1998), Enders a Siklos (2001). Hodnoty informačních kritérií: AIC (Akaikovo informační kritérium) = – 3,66; SC (Schwarzovo informační kritérium) = – 3,36; LR (testovací statistika poměrem věrohodnosti) = 28,32.

Tab. 3: Kointegrační test stopy (Trace test)

Hypotéza: Počet Kointegračních vztahů	Vlastní číslo	Statistika stopy	Kritická hodnota (0,05)	Významnost
žádný*	0,474	6,408	15,494	0,0482
nejvíce 1	0,114	1,173	3,841	0,2792

** označuje zamítnutí hypotézy na hladině významosti 0,05*

Zdroj: vlastní zpracování

Existence jednoho dlouhodobého vztahu je dána kointegrační rovnicí:

$$EQ1 = RD_EURO_t - 0{,}121 LP_EURO_t. \quad (9)$$

Kointegrační vektor vyjadřující rovnovážný vztah mezi RD_EURO a LP_EURO je (1,000, – 0,121). To znamená, že 1% nárůst v LP_EURO způsobí zvýšení RD_EURO o 0,121%. Tento závěr je v souladu s předpokladem, protože mezi proměnnými se předpokládá pozitivní vztah.

4.1.1 Je změna v PP příčinou změny investic do VaV?

V prvním modelu se testuje, zda je změna v PP malých a středních podniků v eurozóně příčinou změny investic do VaV. Výsledky modelu VEC uvádí Tab. 4.

Tab. 4: Výsledky modelu 1: Je změna v PP příčinou změny investic do VaV?

	Koeficienty	Stand.chyba	t-poměr	Významnost
Konstanta	4,174	9,008	0,463	0,6594
D(RD_EURO(–1))	– 0,054	0,623	– 0,086	0,9337
D(LP_EURO(–1))	– 0,005	0,046	– 0,113	0,9137
EC1	– 0,288	0,625	– 0,461	0,6614
DW statistika	1,923			

Zdroj: vlastní zpracování

Rovnice modelu 1:

$$D(RD_EURO_t) = \beta_0 + \beta_1 . D(RD_EURO_{t-1}) + \beta_2 . D(LP_EURO_{t-1}) + \beta_3 . rez_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

kde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma)$, rez_t je reziduální složka.

$$D(RD_EURO_t) = \\ = 4{,}174 - 0{,}054 . D(RD_EURO_{t-1}) - 0{,}005 . D(LP_EURO_{t-1}) - 0{,}288 . rez_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Hodnota koeficientu EC1 není statisticky významná, takže změny v PP v MSP v eurozóně nezpůsobí dlouhodobé změny v investicích do VaV.

4.1.2 Je změna výše investic do VaV příčinou změny PP?

Ve druhém modelu zkoumáme, zda je změna výše investic do VaV příčinou změny PP v MSP v eurozóně. Výsledky modelu VEC uvádí Tab. 5.

Tab. 5: Výsledky modelu 2: Je změna výše investic do VaV příčinou změny PP?

	Koeficienty	Stand.chyba	t-poměr	Významnost
Konstanta	123,164	92,954	1,325	0,2335
D(*RD_EURO*(–1))	0,459	0,221	2,086	0,0531*
D(*LP_EURO*(–1))	0,021	0,009	2,163	0,0437**
EC2	4,565	1,656	2,755	0,0414**
DW statistika	1,79			

*** statistická významnost na hladině významnosti 0,05*
** statistická významnost na hladině významnosti 0,1*

Zdroj: vlastní zpracování

Rovnice modelu 2:

$$D(LP_EURO_t) = \beta_0 + \beta_1 . D(RD_EURO_{t-1}) + \beta_2 . D(LP_EURO_{t-1}) + \beta_3 . rez_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

kde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma)$, rez_t je reziduální složka.

$$D(LP_EURO_t) = \\ = 123{,}164 + 0{,}459 . D(RD_EURO_{t-1}) + 0{,}021 . D(LP_EURO_{t-1}) + 4{,}565 . rez_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Příčinná souvislost je zachycena statisticky významnou hodnotou EC2 (4,565), což naznačuje, že v případě dlouhodobé nestability PP malých a středních podniků v eurozóně se tato proměnná změní o 456,5% během jednoho roku. Jinými slovy, úplné odstranění nestability by trvalo přibližně 0,2 roku (1/4,565), což znamená 2,4 měsíce. Pokud jde o regresní koeficienty, pak lze tvrdit, že PP pozitivně souvisí s investicemi do VaV, a to s ročním zpožděním, tedy růst investic do VaV je po jednom roce následován růstem PP. A to je v souladu s předpokladem, že mezi proměnnými se předpokládá pozitivní vztah.

Tab. 6 uvádí výsledky testování předpokladů modelu (13). Pro testování normálnosti se aplikuje Doornik – Hansenův test, který nezamítá nulovou hypotézu normálnosti reziduí. Test Ljung - Box nezamítá nulovou hypotézu o absenci autokorelace. Test ARCH - LM nezamítá nulovou hypotézu absence heteroscedasticity. Testy byly provedeny na hladině významnosti 0,05.

Tab. 6: Předpoklady modelu

	Autokorelace	Heteroskedasticita	Normalita
Nulová hypotéza	H_0: není	H_0: není	H_0: normalita
Test	Ljung – Box	ARCH – LM	Doornik – Hansen
Významnost	0,976	0,553	0,848

Zdroj: vlastní zpracování

Lze konstatovat, že hypotéza H1 byla potvrzena.

4.2 Testování krátkodobého vztahu

Tato podkapitola se zabývá testováním druhé hypotézy, zda existuje krátkodobý vztah mezi investicemi do VaV a PP v MSP ve státech eurozóny.

Obecně platí, že Grangerův test kauzality je konstruován tak, že odhaluje vzájemný pohyb časových řad prostřednictvím časových změn, nikoliv doslovně "kauzalitu" v tom smyslu, že jedna časová řada je příčinou druhé. Význam výrazu "Grangerova příčina" je ekvivalentní výrazu "předcházet" více než "příčina". Výsledky v Tab. 7 ukazují, že změny v LP_EURO předcházejí změnám v RD_EURO o 3 roky. Změny v LP_EURO lze tedy použít jako prediktor krátkodobého trendu RD_EURO.

Tab. 7: Grangerův test kauzality – Významnost

	Zpoždění		
Nulová hypotéza	1	2	3
D(RD_EURO) není příčinou D(LP_EURO)	0,2576	0,7986	0,9195
D(LP_EURO) není příčinou D(RD_EURO)	0,4498	0,1378	**0,0498**

Zdroj: vlastní zpracování

Lze konstatovat, že hypotéza H2 byla potvrzena.

5 Diskuse o výsledcích výzkumu

Teorie dosud neobjasnila, zda jsou investice do VaV příčinou růstu PP nebo jejím důsledkem.

Výsledky této práce ukazují, že existuje dlouhodobý vztah mezi investicemi do VaV a PP a lze tvrdit, že v eurozóně je změna ve financování VaV příčinou změny PP. V opačném směru tzn., zda je změna v PP příčinou změny investic do VaV, tento vztah nebyl potvrzen. V krátkém období bylo prokázáno, že změny v PP předcházejí změnám v investicích do VaV.

Dosažené výsledky odpovídají studii Cin et al. (2014), ve které autoři prokázali existenci pozitivního vlivu investic do VaV na PP. Lze konstatovat, že dosažené výsledky částečně potvrzují i výsledky studie Lach (2002), která uvádí, že dotace stimulují PP pouze v malých firmách. Podobný závěr uvádí i González a Pazó (2008), kteří uvádějí, že veřejné financování je efektivnější u malých firem a u firem s nízkou technologií.

Na druhé straně výsledky tohoto článku nepotvrzují poznatky získané jinými autory: Karhunen a Huovari (2015), Koski a Pajarinen (2014), Irwin a Klenow (1996), Criscuolo a kol. (2012), Cerqua a Pellegrini (2014).

Většina studií, např. Catozzella and Vivarelli (2011), Cappelen et al. (2012), Czarnitzki and Licht (2006), Garcia and Mohnen (2010), Stoklasová (2017), které se zabývají touto problematikou, uvádí, že samoúčelné zvyšování investic do VaV není zárukou, že PP bude růst.

Závěr

Tento článek analyzoval vliv investic do VaV na PP v MSP v zemích eurozóny. Cílem práce bylo přijmout nebo zamítnout tyto hypotézy: H1: existuje dlouhodobý vztah mezi investicemi do VaV a PP; H2: existuje krátkodobý vztah mezi investicemi do VaV a PP v MSP v eurozóně. Obě hypotézy byly přijaty, tzn., že mezi výši investic do VaV a PP existuje jak dlouhodobý, tak krátkodobý vztah. V dlouhém období je

změna výše investic do VaV příčinou změny PP. V krátkém období bylo prokázáno, že změny v PP předcházejí změnám výše investic do VaV o tři roky. Změny v PP lze tedy použít jako prediktor krátkodobého trendu změn výše investic do VaV. Přínosem článku byla analýza vztahu výše investic do VaV a PP ve státech eurozóny jako celku.

Výsledky Johansenova kointegračního testu potvrdily existenci kointegračního vztahu a potvrdil se také předpoklad existence dlouhodobého vztahu mezi analyzovanými časovými řadami. Použitý VEC model umožnil detekovat jak dlouhodobé, tak krátkodobé vztahy mezi zkoumanými časovými řadami. Výsledný model (13) ukázal, že existuje pozitivní vztah mezi PP v MSP v eurozóně a investicemi do VaV.

Příspěvek přispívá k existující literatuře prostřednictvím analýzy vztahu mezi investicemi do VaV a PP v zemích eurozóny jako celku. Zejména by tedy měly MSP usilovat o zvyšování PP a měly by využívat možnosti čerpání financí ze strukturálních fondů. Protože přímé podpory nejsou jediným nástrojem podpory podnikání, zůstává na jednotlivých státech, aby se pokusily vytvářet příznivější podmínky, které by ovlivnily kvalitu podnikatelského prostředí.

Poděkování

Tento článek vznikl za podpory Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy ČR v rámci Institucionální podpory na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace v roce 2018.

Reference

Arlt, T. (1999). *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, Praha: Grada Publishing.

Arlt, J. (2003). Statistikům a ekonometrům byla udělana Nobelova cena za ekonomii za rok 2003. *Informační bulletin České statistické společnosti, 3(14).*

Arlt, T., Arltová, M. (2006). *Ekonomické časové řady*, Praha: Grada.

Cappelen, Å., Aknerud, A., Rybalka, M. (2012). The Effects of R&D Tax Credits on Patenting and Innovations, *Research Policy* 41: 334-345.

Catozzella, A., Vivarelli, M. (2011). Beyond Additionality: Are Innovation Subsidies Counterproductive?, Bonn: IZA - *Institute of Labour Economics* DP No. 5746. [online] Available at: http://ftp.iza.org/dp5746.pdf [Accessed 30 January 2018].

Cerqua, A., Pellegrini, G. (2014). Do subsidies to private capital boost firms' growth?, A multiple regression discontinuity design approach, *Journal of Public Economics*, 109: 114-126.

Cin, B. C., Kim, Y. J., Vonortas, N. S. (2014). The impact of government R&D subsidy on firm performance: Evidence from Korean SMEs, *OECD Conference Entrepreneurship, Innovation and Enterprise Dynamics*, December 1989. [online] Aavailable at: http://www.oecd.org/sti/inno/5_3_Cin-Kim-Vonortas_Final.pdf [Accessed 30 Decemver 2017].

Criscuolo, C., Martin, R., Overman, H., Reenen, J.V. (2012). The causal effects of an industrial policy, NBER Working Paper, No. 17842, *National Bureau of Economic Research.*

Czarnitzki, D., Licht, G. (2006). Additionality of Public R&D Grants in a Transition Economy, *The Economics of Transition*, 14(1): 101-131. [online] Available at: https://econpapers.repec.org/article/blaetrans/v_3a14_3ay_3a2006_3ai_3a1_3ap_3a101-131.htm [Accessed 30 January 2018].

Einiö, E. (2014). R&D subsidies and company performance: Evidence from geographic variation in government funding based on the ERDF population-density rule, *The Review of Economics and Statistics*, 96(4): 710-728.

Echo, (2018). Informace o evropském výzkumu, vývoji a inovacích. [online] Available at: https://www.tc.cz/cs/storage/76c563961ab6afa1c4bedd0ef8837f7cc87a7143?uid=76c563961ab6afa1c4bedd0ef8837f7cc87a7143 [Accessed 30 June 2018]

Enders, W., Granger, C.W.J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16: 304 – 311.

Enders, W., Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment, *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2): 166-176.

European Commission. (2015). Cíle strategie Evropa 2020. [online] Available at: http://ec.europa.eu/europe2020/europe-2020-in-a-nutshell/targets/index_cs.htm [Accessed 30 January 2018].

Eurostat (2017a). Gross domestic expenditure on R&D. [online] Available at: http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=t2020_20 [Accessed 30 January 2018].

Eurostat (2017b). Structural business statistics overview. [online] Available at: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics explained/index.php/ Structural_business_statistics_overview [Accessed 30 January 2018].

Eurostat (2017c). Gross value added and income. [online] Available at: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama_10_a10&lang=en [Accessed 30 June 2018]

Garcia, A., Mohnen, P. (2010). *Impact of government support on R&D and innovation,* Maastricht: UNU-MERIT Working Paper 2010-034.

González, X., Pazó, C. (2008). Do public subsidies stimulate private R&D spending?, *Research Policy*, 37: 371–389.

Holman, R. (2002). *Ekonomie*. Praha: C. H. Beck.

Irwin, D.A., Klenow, P.J. (1996). High-tech R&D subsidies. Estimating the effects of Sematech, *Journal of International Economics*, 40: 323–344.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford: Oxford University Press.

Karhunen, H., Huovari, J. (2015). R&D subsidies and productivity in SMEs, *Small Business Economics*, 45(4): 805-823.

Kočenda, E., Černý, A. (2007). *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach.* Prague: Karolinum Press.

Koski, H., Pajarinen, M. (2015). Subsidies, the shadow of death and labor productivity, *Journal of Industry, Competition and Trade*, 15(2): 189-204.

Lach, S. (2002). Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D?, *The Journal of Industrial Economics*, 50: 369–390.

Mach, M. (2001). *Makroekonomie II*, Praha: Melandrium.

Ortega-Argilés, R., Vivarelli, M., Voigt, P. (2009). R&D in SMEs: a paradox?, *Small Business Economics*, 33: 3–11.

Stoklasová, R. (2017). The relationship between labour productivity of SMEs in eurozone and government spending on research and development, *International conference on Decision making for Small and Medium-Sized Enterprises*, May 2017, 197-204.

Stoklasová, R. (2018). Default rate in the Czech Republic depending on selected macroeconomic indicators, *E&M Economics a Management,* 2, 69-82.

Veber,.J., Srpová,.J. (2012). *Podnikání malé a střední firmy*, Praha: Grada.

Kontaktní adresa

Mgr. Radmila Krkošková, Ph.D.
Slezská univerzita v Opavě
Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné
Katedra informatiky a matematiky
Univerzitní náměstí 1934/3, 733 40 Karviná, Česká republika
E-mail: krkoskova@opf.slu.cz
Telefonní číslo: +420596398283

Received: 22. 03. 2018, reviewed: 31. 08. 2018
Approved for publication: 08. 04. 2019