FISKÁLNÍ IMPULS A POKRIZOVÝ ODHAD FISKÁLNÍCH MULTIPLIKÁTORŮ V ČESKÉ REPUBLICE

Zdeněk Píkhart*

Abstract

Fiscal Impulse and Post-crisis Estimate of Fiscal Multipliers in the Czech Republic

Fiscal policy undoubtedly represents one of the main economic policies of the state influencing the economic cycle. The subject of the article is a discussion of fiscal impulse measurement, which is a necessary condition for long-term optimal counter-cyclical fiscal policy settings. The study distinguishes between the primary effect of the fiscal impulse and the overall impact on the rest of the economy. Thus, the fiscal multipliers are estimated on Czech data including a specific crisis and post-crisis period. The findings may contribute to optimal fiscal policy settings in various stages of the business cycle.

Keywords: fiscal impulse, fiscal multipliers, business cycle

JEL classification: H30, H62, E32

Úvod

Měnová a fiskální politika jsou bezesporu hlavními hospodářskými politikami státu ovlivňujícími makroekonomickou stabilitu. V reakci na Velkou recesi světové ekonomiky byly v odborné literatuře obnoveny diskuse ohledně jejich optimálního nastavení zmírňujícího hospodářský cyklus.¹ Těmto cílům však nejprve předchází shoda na vymezení, kdy vůbec politika působí expanzivně, neutrálně či restriktivně. Bez uvedených poznatků nemůže ani diskuse o proticyklickém nastavení politik státu dojít k pevným závěrům a doporučením. Zatímco v oblasti měnové politiky se identifikace jejího nastavení odvíjela od změny peněžní zásoby až po posuzování měnových podmínek, ve fiskální oblasti není tato otázka stále uzavřena dostatečně uspokojivě.

Aby mohla být fiskální politika označena za expanzivní, neutrální či restriktivní, bude v tomto článku zachycen směr a míra působení tzv. fiskálního impulsu, tedy efektu majícího vliv na agregátní poptávku v ekonomice. Pro tento účel bude po vzoru Ministerstva financí (MF) ČR (2015) rozlišeno mezi tzv. input a output definicí fiskálního impulsu.

* Zdeněk Píkhart (xpikz00@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví. Článek byl publikován za podpory Grantové agentury ČR (GA ČR) č. 18-12340S „Anticyklické politiky a vnější rovnováha v modelu cílování inflace“.

1 Blíže k dopadům měnové a fiskální politiky na hospodářský a finanční cyklus viz Hodula a Pfeifer (2018).

Input přístup zachycuje samotné nastavení fiskální politiky, tedy míru její expanzivnosti či restriktivnosti, zatímco output přístup se zaměřuje na celkový dopad tohoto nastavení na ekonomický výkon.

V první části budou proto zkoumány možnosti zachycení fiskálního impulsu do agregátní poptávky dle input přístupu, neboť metodická shoda na měření vlivu fiskální politiky představuje výchozí bod pro diskusi jejího efektivního proticyklického nastavení. V této oblasti budou detailněji diskutovány možnosti a efekty očištění změny fiskálního salda o daňové progrese, zahraniční toky a úrokové platby.

Navazující část se zaměří na zachycení output efektu s celkovým dopadem fiskálního impulsu do reálného HDP včetně druhotných efektů v podobě reakce soukromé ekonomiky. K „pokrizovému“ odhadu multiplikačních efektů bude v podmínkách České republiky aplikován vektorový autoregresní model, který bude brát v potaz specifický cyklický vývoj po roce 2009. Velikost druhotných efektů se může lišit podle typu fiskálního agregátu, který změnu vyvolal, z toho důvodu budou multiplikační efekty rozděleny dle daňových příjmů a výdajů.

Definice fiskálního impulsu, jeho měření a odhad velikosti vyvolaných efektů mohou tvůrcům hospodářské politiky pomoci v adekvátním nastavení fiskální stimulace v reakci na budoucí cyklický propad ekonomiky a umožnit tak její rychlejší oživení.

1. Input přístup k fiskálnímu impulsu

Celkové saldo sektoru vládních institucí (čisté půjčky/výpůjčky) očištěné o vliv hospodářského cyklu (cyklické saldo) představuje cyklicky očištěné saldo (COS). Castro a kol. (2010) hodnotí míru fiskálního impulsu podle změny salda sektoru vládních institucí očištěného o hospodářský cyklus a úroky z dluhu, což je obecně přijímaný přístup (MF ČR, 2015), který však není blíže zdůvodněn. V této části budou jednotlivé kroky vysvětleny a dále modifikovány.

1.1 Očištění o hospodářský cyklus

V případě poklesu agregátní poptávky, např. z důvodu růstu nejistoty odrážející se v poklesu spotřeby a investic, klesne daňový výnos bez toho, aby vláda upravovala daňové sazby. Ceteris paribus dochází k realizaci cyklického deficitu, který sám o sobě nevytváří tlaky na uzavření produkční mezery, protože výdaje sektoru vládních institucí i daňové sazby jsou neměnné. To neplatí v případě daňové progrese, jak bude vysvětleno následně. Cyklický deficit bez progresivních daní pouze neprohlubuje hospodářské výkyvy. Pokud by vláda v recesi vyrovnávala celkové saldo zvyšováním cyklicky očištěného² přebytku, ať již snížením výdajů, či zvýšením daní, agregátní poptávku by ještě více podlomila

2 Strukturální saldo je oproti cyklicky očištěné bilanci upraveno o jednorázové mimořádné vlivy. Tyto vlivy mohou vytvářet impuls do ekonomiky, proto pro hodnocení fiskálního impulsu používáme raději změnu cyklicky očištěné bilance. Naopak pro účely fiskálního cílení je vhodné sledovat spíše strukturální saldo, neboť reakce vlády na jednorázové vlivy by probíhala z podstaty šoků ex post a byla by kontraproduktivní. Podobně jako centrální banky nereagují na jednorázové výkyvy inflace.

a chovala by se procyklicky. Realizace pouze cyklického salda tedy nevytváří impuls do ekonomiky, resp. agregátní poptávky. Z toho důvodu pracujeme v procesu hodnocení stimulačních efektů fiskální politiky (expanzivní / restriktivní / neutrální) se saldem očištěným o hospodářský cyklus, jehož změna vytváří krátkodobé poptávkové tlaky z titulu fiskální politiky, ať již změnou výdajů vládního sektoru, či ovlivněním disponibilního důchodu daňových poplatníků změnou efektivního daňového zatížení. Kvantifikace mezey výstupu v článku je převzata z metodiky MF ČR (2018).

1.2 Očištění o daňovou progresi

Další úprava bilance sektoru vládních institucí spočívá v očištění o daňovou progresi. Daňové progrese jakožto automatické úpravy daňových sazeb mají vliv na ekonomický výkon a vytvářejí tak svým působením fiskální impuls. Daňová progrese spadá do širšího i užšího pojetí automatických stabilizátorů. Wyploz (2005) s Baunsgaardem a Symanskym (2009) definují automatické stabilizátory v širším pojetí, které ztotožňují s realizací cyklického salda. Automatické stabilizátory jsou podle nich vestavěné mechanismy, které cyklus zmírňují či nezhoršují. Fedelino (2009) rozlišuje navíc také užší pojetí automatických stabilizátorů, které slučuje s automatickou změnou výdajů a daňových sazeb navázaných na cyklus ekonomiky. Jde tedy o působení progresivního zdanění a podpor v nezaměstnanosti. Tyto instituty pomáhají aktivně mezeru výstupu měnit, nikoli pouze neprohlubovat.

Daňová progrese představuje automatickou změnu daňového základu či sazby navázané na výši příjmu. Tyto progrese jsou již zakalkulovány v odhadech elasticit, takže jsou obsaženy v cyklickém saldu. Čím vyšší je daňová progrese, tím silnější je vliv cyklu na saldo sektoru vládních institucí. V poptávkové recesi nejenže dochází k poklesu daňových příjmů, ale navíc se automaticky snižuje efektivní daňové zatížení, které stimuluje útraty ekonomických subjektů. Jakmile však dojde k obnovení útrat, vyšší důchody se v progresivním daňovém systému automaticky přesunou do pásem s vyššími daňovými sazbami. Proporciální daň bez slev na dani a odečitatelných položek nejsou automatickým stabilizátorem v užším smyslu, protože relativní zdanění se nemění, inkaso pouze reaguje na pokles důchodů, ale subjekt je daňově zatížen stále stejně.

Toto je pouze jedno ze specifíků daňové progrese, nejedná se v žádném případě o jejich celkové hodnocení, neboť k tomu je nutné zvážit také dlouhodobé efekty, které se mohou vázat k demotivaci subjektů zvyšovat produktivitu. Iniciační účinky automatického snížení či zvýšení daňové zátěže na útraty subjektů budou pravděpodobně přímo úměrné míře daňové progrese. Současně s růstem daňové progrese však roste riziko nepříznivých demotivačních efektů spojených se zvýšeným přerozdělením.

Naopak o daňovou degeneraci není vhodné očišťovat, protože při kladné mezeře výstupu sice klesá daňové zatížení na HDP, ale současně také podíl výdajů vládního sektoru na HDP, *ceteris paribus*. Výdaje i daňové inkaso jsou absolutně stále stejné. Naopak v recesi ekonomiky z poptávkových příčin roste daňové zatížení a podíl výdajů vládního sektoru na HDP. Jinými slovy tak hospodářský cyklus při degenerativních daních (extrémním případem je paušální daň) nemění velikost samotného salda, ale podíl výdajů a příjmů vlády

na hospodářském výstupu. Pokud by vládní sektor držel podíl výdajů na HDP stejný, tak se regresivní daně v expanzi promítnou do strukturálního deficitu a naopak v recesi do strukturálního přebytku, budou se tak chovat procyklicky.

V oblasti cyklických veřejných výdajů, kterými jsou dávky v nezaměstnanosti, platí, že výplata transferů je stimulem ke zvýšení agregátní poptávky. Výdajové automatické stabilizátory tedy již pro účely zachycení fiskálního impulsu nemohou být slučovány s cyklickým saldem, jejich efekt tak nebude do cyklického salda kalkulován a případně do cyklicky očištěné bilance. Nutno dodat, že výdajové automatické stabilizátory jsou marginálního makroekonomického dopadu, jejich přínos je tak spíše mikroekonomický spočívající v pomoci nezaměstnaným a umožnění rychlejšího návratu do práce.

Pokud tedy chceme kvantifikovat fiskální impuls do ekonomiky, musíme očistit celkové saldo sektoru vládních institucí o hospodářský cyklus bez vlivu automatických stabilizátorů v užším pojetí. U daňových příjmů tedy odstraníme tu část elasticit daňových výnosů vzhledem k daňovým základnám³, která připadá na daňovou progresi, což je část převyšující hodnotu 1⁴. O cyklické výdaje díky jejich stimulačnímu charakteru neočišťujeme. Získáme tak cyklicky očištěné saldo bez vlivu daňových progresí a s cyklickými výdaji (COS bez daňové progresie). Rozdíl od běžného COS ilustruje obrázek 1. V obdobích kladné mezery výstupu (2006–2008 a 2017) je COS bez daňové progresie celkově nepatrně pod úrovní COS, a vice versa.

Ačkoli existuje určitý rozdíl v úrovních (až 0,4 % HDP), na diferencích sald, které jsou pro zachycení fiskálního impulsu směrodatné, markantní rozdíl není. Pro země s nízkou mírou daňové progresie, mezi které Česká republika patří, není očištění o daňové progresie nezbytně nutné a jedná se tak spíše o metodické zpřesnění pro případ zavedení vyšší míry progresivity daňového systému v budoucnu.

1.3 Očištění o zahraniční toky

Philip a Janssen (2002) a MF ČR (2015) navrhuji upravit bilanci vládního sektoru navíc o ty efekty, které mají vliv na výši salda, ale nemají dopad do ekonomiky, nebo nemají vliv na výši salda a dopad do agregátní poptávky mají. Jde např. o platby vlády do a ze zahraničí (v ČR typicky vztahy s EU). Pokud vláda obdrží příjmy z EU, které obratem utratí, tak jde o fiskální impuls, který ale z COS patrný není. Příjmy z položky D.74 (p) Běžné mezinárodní spolupráce a D.92 (p) Investiční dotace od jiných sektorů je tedy vhodné odstranit, neboť se nejedná o daňovou zátěž v tuzemsku. Stejně tak pokud stát na straně výdajů zvýší platby do zahraničí v položce D.74 (v) Běžná mezinárodní spolupráce a D.76 Vlastní zdroje EU odvozené z DPH a HND, nedojde k impulsu do domácí ekonomiky, který by z poklesu neupraveného COS plynul. O tyto příjmové a výdajové

3 Při kalkulaci cyklicky očištěného salda se využívají regresně odhadnuté elasticity, přičemž agregované elasticity zahrnují elasticitu daňové (výdajové) základny (mzdy, zisky, atd.) vůči cyklu a elasticitu daňového inkasa (výdajů) vůči daňové (výdajové) základně. V uvedeném případě jde tedy o druhou zmiňovanou část celkové elasticity, která je ovlivněna právě nastavením daňové legislativy.

4 V ČR je progresie patrná u daně z příjmu fyzických a právnických osob. U sociálního a zdravotního pojištění je mírně regresivní a spotřební daně mají jednotkovou elasticitu.

efekty je žádoucí příjmy a výdaje sektoru vládních institucí očistit.⁵ Analýzy fiskálního impulsu je třeba činit na konsolidovaných účtech. Např. při zvýšení plateb za státní pojištění je jiná vládní jednotka veřejných zdravotních pojišťoven příjemcem – saldo celého sektoru vládních institucí se tak nemění.

Pro hodnocení fiskálního impulsu do ekonomiky je nutné vždy posuzovat změnu salda, nikoli jeho úroveň na HDP. Změny cyklicky očištěné vládní bilance zaznamenávají impuls do agregátní poptávky. Pokud vláda realizuje každoročně konstantní deficit v určité výši HDP, znamená to, že musí na část výdajů použít místo daňového financování půjčky od ostatních sektorů⁶. V dlouhém období vytěsňuje vládní dluh soukromé výdaje stejně jako daňové zatížení, přičemž se zvyšuje přerozdělování ve výši úroku. Na tomto místě je důležité, že konstantní saldo nevytváří tlaky na změnu agregátní poptávky za předpokladu neměnné struktury a výše příjmů a výdajů. V případě odlišné výše multiplikátorů výdajů, transferů a daní potom i v podmínkách neměnné primární bilance může dojít k vytvoření fiskálního impulsu, což je nevýhoda, kterou řeší output přístup analyzovaný ve druhé kapitole.

1.4 Očištění o úrokové náklady

Poslední otázkou, která bude v oblasti input přístupu k fiskálnímu impulsu otevřena, je očištění COS o úrokové náklady (cyklicky očištěné primární saldo – COPS). Vkladová část úrokových plateb (tzv. jádrový úrok) je součástí bilance prvotního rozdělení důchodů. Nejde o přidanou hodnotu, tou je pouze produkce finančních zprostředkovatelů ve výši úrokového spreadu (úrok z úvěrů – úrok z vkladů) a poplatků. Pokud tedy domácnost (např. přes penzijní fond) půjčí státu, nejedná se o výdaje na konečnou spotřebu na finanční služby, ale stát vyplácí úrok, čímž ovlivňuje primární důchod ostatních sektorů. Ceteris paribus dojde při růstu úrokových nákladů k prohloubení COS a celkového vládního deficitu. Z hlediska zachycení diskreční politiky sektoru vládních institucí je přesnější použití bilance očištěné o úrokové platby (D.41 Úroky), tedy primárního salda COPS⁷. Fluktuace nominálních úroků (inflace a reálný úrok) jsou mimo vliv vládní politiky, proto se z podstaty nejedná o diskreční politiku. Úroky samy o sobě netvoří HDP, protože jde o částku, kterou subjekt platí za půjčení kapitálu, tedy jde o výplatu podílu na výnosech. Avšak svým charakterem mění úrokové platby⁸ (stejně jako transfery) důchodovou situaci věřitelů, a proto mohou

5 V roce 2017 činily toky ze zahraničí na příjmové straně (od COS odečítáme): D.74 (p) Běžná mezinárodní spolupráce 12,7 mld. Kč; D.92 (p) Investiční dotace 32,5 mld. Kč. Toky do zahraničí na výdajové straně (k COS přičítáme): D.74 (v) Běžná mezinárodní spolupráce 5,5 mld. Kč a D.76 Vlastní zdroje EU odvozené z DPH a HND 35,4 mld. Kč.

6 Nebo snížení pohledávek vůči ostatním sektorům.

7 Pro účely zachycení fiskálního impulsu je konzistentní odstranění nákladových i výnosových vládních úroků.

8 Z hlediska dopadu do agregátní poptávky se jedná spíše o úrokové platby rezidentským sektorům. U plateb úroků zahraničním investorům je situace složitější. Připsaný úrok nemusí vytvářet poptávku po tuzemské produkci. To bude záviset na typu kurzového režimu. V prostředí s plovoucím kurzem by odliv úrokových plateb oslabil kurz, což by mělo podpořit čistý vývoz jako součást HDP. V prostředí ČR tak můžeme ponechat celkové úrokové platby.

změny úroků agregátní poptávku ovlivňovat. Pro zachycení fiskálního impulsu je tak přesnější použití pouze cyklicky očištěného salda COS.

Ta část úrokových plateb, které jdou na marži finančních zprostředkovatelů, je v systému národního účetnictví klasifikována jako výdaje na konečnou spotřebu na finanční služby. Zdražení úvěru v důsledku růstu marží bank potom na nominální HDP vliv mít bude. Přidaná hodnota finančních institucí je měřena právě úrokovým rozpětím a poplatky a vzhledem k tomu, že se jako deflátor používá agregátní cenový index, bude ovlivněn též reálný HDP. Úrokový spread však připadá na konečnou spotřebu vládních institucí.

1.5 Shrnutí input přístupu

Shrňme-li výše uvedené poznatky, je nejvhodnějším ukazatelem zachycujícím fiskální impuls z input přístupu změna cyklicky (vyjma cyklických výdajů) očištěného salda bez efektu daňových progresí a očištěná o zahraniční příjmové a výdajové vlivy bez dopadů na agregátní poptávku (COS bez daňové progresie a zahraničních toků, obrázek 1). Právě ta poskytuje jasnou informaci o směru a výši fiskálního impulsu do ekonomiky, tedy o tom, je-li fiskální politika cyklicky neutrální, expanzivní či restriktivní.

Kladnou změnu COS nazýváme primárním fiskálním úsilím. Kladné fiskální úsilí vytváří negativní poptávkový fiskální impuls do ekonomiky, můžeme hovořit o restriktivní fiskální politice. Záporné fiskální úsilí působí naopak expanzivně a nulová změna COS je neutrální fiskální politika bez vlastního vlivu na hospodářský cyklus.

Od salda optimálně zachycujícího fiskální impuls do ekonomiky je vhodné odlišit saldo, které zachycuje veškeré vládní diskreční změny včetně těch, které fiskální impuls nevytváří. K účelu sledování celkových vládních diskrecí je nejvhodnějším ukazatelem změna cyklicky očištěného primárního salda⁹.

Na obrázku 1 je zachycen průběh a sald sektoru vládních institucí. Strukturální nerovnováhy jsou do roku 2012 patrné. V letech 2010, 2011 a 2013 došlo k výraznějšímu fiskálnímu úsilí vlády v reakci na recesi světové ekonomiky a nejistoty ohledně budoucího vývoje. COPS a COS se liší v úrovních¹⁰, ale prakticky se shodují ve změnách. Daňové progresie mají na úpravu COS v ČR zanedbatelný vliv. Podstatnějšího rozdílu v úrovních a v některých obdobích i změnách (rok 2015) dosahuje očištění o zahraniční toky. V roce 2015 je v nárůstu COS patrný vrcholící cyklus čerpání evropských fondů z předchozího programového období, avšak COS bez zahraničních toků je prakticky stabilní, a fiskální politika tak v roce 2015 nevytvářela negativní impuls do agregátní poptávky. V letech 2016 a 2017 došlo k výrazné fiskální restrikci a sledovaná salda se přesunula do přebytků.

9 Daňové progresie jsou automatické stabilizátory a nelze je do diskreční politiky zařadit. Čerpání EU fondů lze do vládní diskreční politiky zařadit. Z toho důvodu zůstanou pro účely zachycení vládních rozhodnutí (diskrecí) daňové progresie součástí cyklického očištění a nebudeme upravovat o zahraniční toky. Vyšší čerpání EU fondů tak příznivě ovlivní COPS, ačkoli fiskální impuls nevytváří.

10 Přibližování COS a COPS je navzdory klesajícím výnosům do splatnosti státních dluhopisů na trzích od roku 2013 relativně malé. Efekt se dostaví až postupným refinancováním stávajících dluhopisů novými. Průměrná durace dluhového dluhopisů státního dluhu je cca 4 roky.

Obrázek 1 | Použitá salda sektoru vládních institucí v ČR (v % HDP)

Zdroj: Ministerstvo financí ČR (2018), vlastní výpočty

2. Output přístup k fiskálnímu impulsu

Output přístup na rozdíl od prvotních efektů fiskální stimulace zahrnuje také druhotné efekty impulsem způsobené. Jedná se tedy o odhad multiplikačních účinků¹¹ fiskální stimulace, kterým bude věnována tato kapitola. Multiplikační efekt vychází z keynesiánských výdajových multiplikátorů s předpoklady recesního pásma ekonomiky s fixním kurzem, cenovou hladinou a úrokovými sazbami. Multiplikátor výdajů je v tomto pojetí vyšší než multiplikátor daní a transferů, neboť efekt snížení daní je navíc krácen mezním sklonem k úsporám. Tyto předpoklady nemusí být v realitě naplněny. Pro ekonomiku s využitými zdroji a proinvestovanými úsporami by takovýto teoretický multiplikátor nabýval hodnot limitně se blížících nekonečnu¹², protože by úspory nepředstavovaly „únik“ poptávky. Není vyloučeno, že se domácnosti budou chovat již v krátkém období tzv. ricardiánsky a zvýší míru úspor v reakci na fiskální stimul, protože očekávají dodatečné zdanění v budoucnu. V delším horizontu hraje navíc roli růst úrokových sazeb spojený s vytěšňovacím efektem. Spilimbergo a kol. (2009) dokládá, že multiplikátory dosahují tím nižších hodnot, čím vyšší je mezní sklon k úsporám domácností a čím více

11 Multiplikátor je definován jako podíl změny výstupu Y při změně vládních výdajů G (resp. daní T): $\Delta Y / (\Delta G(T))$.

12 Výdajový keynesiánský multiplikátor: $1/(1-c)$, kde c = mezní sklon ke spotřebě. Čím vyšší je c , tím vyšší je multiplikační účinek výdajů. Úspory jsou v modelu brány jako poptávkové „úniky“. Pokud by však byly úspory proinvestovány, měly by také důchodotvorný efekt a multiplikátor by rostl. Je tedy zřejmé, že model je použitelný pouze pro recesní pásmo ekonomiky, jeho použití pro expanzi by nedávalo smysl. V expanzi je naopak multiplikační účinek neutralizován vytěšňovacím efektem.

domácností je ricardiánských, tedy posuzujících případné budoucí daňové kompenzace a reagujících na expanzi zvyšováním míry úspor.

Z těchto důvodů se přistupuje k odhadu fiskálních multiplikátorů především ekonometricky či na bázi stochastických modelů všeobecné rovnováhy (DSGE). Blanchard a Perotti (2002) na datech USA potvrzují přímý vztah mezi růstem výdajů vlády a reálným výstupem. Naopak při růstu zdanění reálný výstup ekonomiky klesá. Ve většině případů vychází multiplikátory nízké, což podporuje hypotézu vytěsnění soukromých výdajů. Gonzalez-Garcia a kol. (2013) prokazují obdobné výsledky na datech za eurozónu. Fiskální multiplikátory nejsou v řadě případů statisticky odlišné od nuly, případně dosahují mírně kladných hodnot (průměr 0,6). Mineshima a kol. (2014) provedli rešerši více než čtyřiceti světových studií zabývajících se multiplikačními efekty. Výdajové multiplikátory se nejčastěji pohybují v rozmezí 0,5–0,8 a daňové mezi 0,1–0,3 dle vektorových autoregresních modelů (VAR) a 0,7 a 0,3 v případě DSGE modelů.

Nejnovější empirické studie, které se zabývají odhadem fiskálních výdajových multiplikátorů v podmínkách ČR, dospívají k výsledkům 0,2 (Radkovský a Štiková, 2008), 0,2–0,3 (Franta, 2012), 0,1–0,4 (Babecký a kol., 2016), 0,3–0,6 (Ambriško a kol., 2012) a 0,3–0,7 (Klyuev a Sudden, 2011). Výši daňových multiplikátorů odhaduje Klyuev a Sudden mezi hodnotami 0,1–0,2, Franta (2012) mezi 0,0–0,3. MF ČR (2015) poskytuje expertní odhad průměrných multiplikačních účinků ve výši 0,5.

Ilzetzki a kol. (2010) dokládají, že multiplikační efekty jsou v otevřených ekonomikách výrazně nižší než v uzavřených vlivem sklonu k importu. Roli hraje taktéž režim měnového kurzu. Tato zjištění jsou v souladu s keynesovskými multiplikátory v otevřené ekonomice a Mundellovým-Flemingovým modelem. Na fiskální expanzi a růst úrokových sazeb tak měnový kurz reaguje posílením a pomáhá tlumit domácí poptávku. V případě zemí s vyšším výchozím zadlužením může být fiskální stimul dokonce negativní, neboť růst rizikových přírážek převáží efekt fiskálního impulsu.

Výše multiplikačních účinků fiskální politiky se může v čase měnit dle míry využití výrobních faktorů. Baum a kol. (2012) odhadl výši fiskálních multiplikátorů v různé fázi hospodářského cyklu kvantifikované přes strukturální vektorové autoregresní modely. Dospěl k závěru, že multiplikátory jsou významně vyšší v recesi než v expanzi, přičemž v recesi jsou v průměru kolem 2–3, zatímco v expanzi velmi blízko nulovým hodnotám, což je ve shodě s teorií o vytěsňování soukromých výdajů. Současně zjistil, že multiplikátor výdajů vládního sektoru je v recesi významně vyšší než multiplikátor daní, což podporuje závěry keynesovského modelu 45 stupňů. Nicméně tento vztah platí až za předpokladu optimálně¹³ vysokého výchozího daňového zatížení. K podobným výsledkům dospěl Hemming (2002), který potvrdil nízké multiplikátory při malé mezeře produktu. Tento výsledek je opět v souladu s teorií vytěsňování.

Auerbach a Gorodnichenko (2012) odhadli fiskální multiplikátory přes VAR modely v ekonomice USA s výsledkem 0,6 pro expanzi a 2,5 pro recesní pásmo. Canzoneri a kol. (2011) použili na stejných datech DSGE model s výsledky 0,9 pro expanzi a 2,2 pro

13 Při restriktivně vysokém daňovém zatížení by mohlo mít snížení daní silnější stimulační účinek.

recesi. Batini a kol. (2012) dospěli k výsledkům přes VAR model pro ekonomiku USA 0,3 pro expanzi a 2,2 pro recesi a pro ekonomiku eurozóny 0,4 v expanzi a 2,6 v recesi. Baum a Koester (2011) kvantifikovali fiskální multiplikátory také přes VAR modely pro německou ekonomiku s podobnými výsledky: 0,4 při využitých zdrojích a 2,6 v recesi.

Tabulka 1 | Vstupy modelů

proměnná	kód ve VAR	průměr	směrodatná odchylka	Jarque-Bera	ADF
<i>reálný hrubý domácí produkt</i>	GDP	0,67702	0,95401	72,87000***	-5,00923*
<i>mezera výstupu</i>	OG	-0,07001	2,73923	6,51800**	-2,29084*
<i>cyklicky očištěné primární saldo</i>	COPS	0,15345	0,68601	14,03400***	-5,36115***
<i>výdaje na konečnou spotřebu vládních institucí</i>	EXP	-0,06786	0,82569	12,22300***	-4,50874***
<i>nepřímé daně (spotřební daně a DPH)</i>	CONS_TAX	0,03862	0,26713	1,51400	-4,55002***
<i>přímé daně (daně z mezd a zisků)</i>	INCOME_TAX	-0,03920	0,18124	3,63600	-6,30393***
<i>sociální a zdravotní pojistné</i>	SOC_INSUR	0,00699	0,21710	11,70500***	-5,61613***
<i>index měnových podmínek</i>	MCI	-0,12987	1,73277	1,16200	-2,57239*
<i>odchylka reálného kurzu od trendu</i>	RER_GAP	-0,19000	3,04048	22,73200***	-2,87234**
<i>odchylka reálných úrokových sazeb od trendu</i>	RIR_GAP	-0,22000	1,56253	20,81000***	-2,75133**
<i>reálný hrubý domácí produkt Německa</i>	GDP_DE	0,34381	0,53438	283,25400***	-4,93670***
<i>ceny ropy Brent</i>	OIL	1,31214	15,23730	63,79200***	-6,89862***

Poznámka: Jarquův-Berův test normálního rozdělení pravděpodobnosti s nulovou hypotézou normálního rozdělení. ADF je rozšířený Dickeyův-Fullerův test jednotkového kořene s nulovou hypotézou o přítomnosti jednotkového kořene. *, **, *** značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Zdroj: Eurostat (2018), ČSÚ, vlastní výpočty

Efekty multiplikací se mohou významněji lišit u jednotlivých fiskálních agregátů. Z tohoto důvodu přistoupíme k odhadu fiskálních multiplikátorů zvlášť pro výdajovou a příjmovou stranu. Zasadíme proměnné do VAR modelu používaného k odhadu multiplikátorů. Kalibrace a nastavení VAR modelu pro malou otevřenou ekonomiku není triviální záležitostí, proto si nevystačíme pouze s fiskálními proměnnými, ale přidáme také nastavení měnových podmínek a exogenní proměnné zahraničního růstu včetně cen ropy. Výpočet indexu měnových

podmínek ve formě odchylek reálných úrokových sazeb a reálného měnového kurzu od trendových úrovní včetně použitých vah byl přejat z Pfeifera a Pikharta (2015).

Tabulka 1 uvádí použitá vstupní data pro níže uvedené VAR modely a regresní odhad vah MCI a fiskálního impulsu COPS včetně použitých zkratk a statistik. Mezera výstupu je statisticky odhadnutá relativní cyklická složka (v % potenciálního produktu) dle Hodrickova-Prescottova filtru s lambdou 1 600. Výdaje a příjmy sektoru vládních institucí jsou uvedeny v podílovém vyjádření na HDP a mezičtvrtletně zdiferencovány. HDP a cena ropy jsou v mezičtvrtletních změnách. Všechna vstupní data jsou stacionární. Podle Jarquova-Berova testu nebylo shledáno u časových řad normální rozdělení s výjimkou nepřímých a přímých daní a indexu měnových podmínek. Časové řady jsou použity od 1. čtvrtletí 2002 do 4. čtvrtletí 2017. Data jsou stažena z databáze Eurostatu, ČSÚ a sezónně (metoda ČSÚ) a cyklicky (pouze fiskální data) očištěna (použity příjmové a výdajové elasticity a mezera výstupu dle MF ČR, 2018).

Tabulka 2 | Struktura VAR modelu

	VAR
endogenní proměnné	<i>GDP</i>
	<i>EXP</i>
	<i>CONS_TAX</i>
	<i>INCOME_TAX</i>
	<i>SOC_INSUR</i>
	<i>MCI</i>
exogenní proměnné	<i>GDP_DE</i>
	<i>OIL</i> (-1)
	<i>DUMMY</i>
pozorování	61
zpoždění	2
LM test na autokorelaci (zpoždění 1–2)	44,652
	43,961
Jarque-Bera	14,224
Akaike AIC	0,780
White	651,423

Poznámka: LM statistika je založena na Langangeových multiplikátorech, jedná se o test na autokorelace reziduí s nulovou hypotézou o nekorelovaných reziduích na 1–2 zpožděních. Jarquův-Berův test udává normální rozdělení celého VAR modelu pod nulovou hypotézou, použita byla Choleskyho dekompozice. AIC je Akaikeovo informační kritérium. White je Whitův test heteroskedasticity s nulovou hypotézou homoskedasticity. *, **, *** značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Zdroj: vlastní zpracování

Výchozí strukturální model ekonomiky založený na VAR definuje Lutkepohl (2005). Analýza byla provedena odhadem redukované formy při volbě dvou zpoždění. Inverzní kořeny jsou uvnitř jednotkového kruhu a VAR model je stacionární bez autokorelace reziduí. Žádná dodatečná strukturální omezení nebyla vzhledem k povaze modelu přidávána. Nakonec byla provedena simulace s analytickou (asymptotickou) odezvou směrodatných odchylek k získání odezvy na impulsy endogenních proměnných na pásmu významnosti 5 % s dekompoziční metodou na bázi zobecněných impulsů blíže popsanou v Pesaranovi and Shinovi (1998).

Tabulka 2 uvádí endogenní a exogenní proměnné v použitém VAR modelu. Bylo provedeno 61 pozorování při 2 zpožděních doporučených Akaikovým informačním kritériem. Délka periody je jedno čtvrtletí. VAR model má normální rozdělení reziduí a nevykazuje jejich autokorelaci, model je použit pro kvantifikaci fiskálního impulsu vládních výdajů a daní do ekonomiky. Německá ekonomika byla vybrána jako zástupce vnějšího světa díky více než třetinovému podílu na českých exportech.

Fiskální proměnné jsou v modelu již v podílovém vyjádření ve vztahu k HDP, proto není třeba činit přepočty na multiplikátor dle podílu fiskální položky na reálném HDP. Obrázek 2 zobrazuje sílu dopadu zvýšení vládních výdajů a nepřímých daní na HDP. Byl potvrzen negativní efekt zvýšení daní a snížení výdajů na HDP. Výše a dynamika multiplikátorů je u výdajů i nepřímých daní velmi podobná. Odezva na šok je statisticky významná na hladině 95 % v prvním čtvrtletí.

Obrázek 2 | Vliv zvýšení výdajů vládního sektoru a nepřímých daní na HDP

Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 3 ilustruje dopad změny přímých daní a veřejného sociálního a zdravotního pojistného na reálný HDP. Daně z mezd a zisků vykazují nejslabší multiplikační účinek ze sledovaných proměnných. Naopak dopad změny veřejného pojistného je nejsilnější a statisticky významný.

Obrázek 3 | Vliv zvýšení důchodových daní a veřejného pojistného na HDP

Zdroj: vlastní výpočty

Pro doložení konzistence VAR modelu je na obrázku 4 prezentován vliv utažení měnových podmínek na HDP. Utažení měnové politiky o 1 p. b. by mohlo snížit tempo růstu HDP o 0,2 p. b. s délkou transmise od 3 čtvrtletí.

Dopad přímých daní nyní agregujeme do jedné skupiny, což je častá praxe, a vyčíslíme multiplikační efekt v prvním čtvrtletí a kumulovaný efekt v prvním roce. Průměrné krátkodobé multiplikační efekty vládních výdajů a daní¹⁴ jsou vyrovnané. V horizontu jednoho roku je potom multiplikátor přímých daní včetně pojistného oproti výdajům a nepřímým daním nepatrně vyšší, což není ve shodě s Keynesovskou ekonomickou teorií multiplikačních efektů. V ekonomické teorii jsou multiplikátory vládních transferů a daní nižší než multiplikátor vládních nákupů statků a služeb z důvodu, že je prvotní částka utracena ve výši mezního sklonu ke spotřebě. Teoretické vysvětlení může být ve vyšším výchozím vnímaném daňovém zatížení a zejména v nejistotě spojené s úpravou daňových sazeb v roce 2012. Čtvrtletní a kumulativní roční fiskální multiplikátory pro ČR z VAR modelu uvádí tabulka 3.

14 Je uvažován efekt snížení daňového zatížení.

Obrázek 4 | Vliv utažení měnových podmínek na HDP

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3 | Čtvrtletní a roční fiskální multiplikátory v ČR

	1Q	1Y
Výdaje na konečnou spotřebu	0,2	0,1
Přímé daně (včetně pojistného)	0,2	0,3
Nepřímé daně	0,2	0,1

Zdroj: vlastní výpočty

Ve shodě se studiemi citovanými úvodem kapitoly jsou v České republice průměrné fiskální multiplikátory nízké. Oproti průměrným vyšším multiplikátorům v EU a USA, které jsou přibližně 0,6, jsou dokonce nižší. Tento rozdíl můžeme vysvětlit relativně krátkými časovými řadami (zejména oproti USA) v ČR. Relativně významnou časovou periodu zaujímá expanze ekonomiky mezi lety 2005–2009. Multiplikační efekt se přitom může výrazně lišit v recesi a expanzi ekonomiky, neboť v recesi vlivem slabé agregátní poptávky může docházet k poruchám v transmisi mezi úsporami a investicemi a fiskální impuls může pomoci chybějící poptávku nahradit a transmisi obnovit. Naproti tomu ve fázi expanze fiskální impuls spíše vytěsňuje ostatní soukromé výdaje. Oproti v úvodu kapitoly citovaným českým studiím je odhad multiplikačních účinků spíše na jejich spodním okraji.

Na základě světových empirických studií lze tedy rozumně předpokládat, že v ČR bude fiskální multiplikátor v expanzi ležet spíše pod průměrnou hodnotou a multiplikátor

v recesním pásmu nad ní.¹⁵ Fiskální stimul v expanzi ekonomiky tedy bude neúčinný, zatímco v hlubší recesi může dávat realizace fiskálního impulsu smysl z hlediska proticyklické podpory agregátní poptávky.

Závěr

V článku bylo diskutováno zachycení a měření fiskálního impulsu a odhad velikosti vyvolaných efektů, jejichž znalost může tvůrcům hospodářské politiky pomoci v optimálním nastavení fiskální politiky v různých fázích hospodářského cyklu. První – metodická část článku pomohla nalézt vhodný indikátor fiskálního impulsu a vládní diskreční politiky. Ve druhé části byly na datech ČR odhadnuty fiskální multiplikátory se zahrnutím pokrizového vývoje české ekonomiky.

Fiskální impuls byl definován na tzv. input a output přístupu. Fiskální impuls dle input přístupu, zachycujícího prvotní impuls do agregátní poptávky, je nejpřesněji zachycen změnou cyklicky očištěného salda na konsolidovaných datech bez efektu daňových progresí a očištěn o příjmy a výdaje nemající vliv na agregátní poptávku. Optimální zachycení fiskálního impulsu bylo v článku odlišeno od zachycení diskrečního rozhodování vlády, ke kterému slouží změna cyklicky očištěného primárního salda.

Output přístup pracuje navíc s druhotnými efekty fiskální stimulace, což představuje zejména odhad fiskálních multiplikátorů, které pro ČR, podobně jako pro hlavní světové ekonomiky vychází na průměrné bázi velmi nízké. Závěry ohledně nízkých průměrných hodnot multiplikačních účinků fiskální politiky tak byly se zahrnutím pokrizového období v ČR potvrzeny.

Výše multiplikátorů se však v průběhu cyklu mění, čímž je opodstatněna případná proticyklická fiskální stimulace v hlubších recesích za předpokladu jinak dlouhodobě vyrovnané strukturální balance sektoru vládních institucí, protože hypotéza o vytěšňování soukromých výdajů byla potvrzena. Doplňme, že je kalkulováno čistě s poptávkovým efektem fiskálního deficitu, tedy daňové vs. dluhové financování. Neméně také záleží na struktuře a kvalitě veřejných výdajů a statků, které mohou mít nesporný „kapacitotvorný“ efekt při následné podpoře soukromých investic. Stejně tak záleží na komplikovanosti, struktuře a výši daňové zátěže. Podstatný rozdíl ve stimulačním efektu výdajů a daňových příjmů zachycen nebyl.

V podmínkách ČR lze díky nedostatečné délce časových řad obtížně aplikovat standardní ekonomické nástroje při odhadu multiplikátorů v expanzivním a recesním pásmu ekonomiky. V tomto ohledu jsou v budoucím výzkumu potenciálně využitelné modely založené na bayesovských technikách.

15 Čím je hlubší záporná mezera výstupu, tím pravděpodobně silnější budou multiplikační efekty. Na rozdíl od ekonomik členských států EU a USA, kde byla tato závislost empiricky prokázána, nelze v podmínkách ČR díky nedostatečně dlouhým časovým řadám standardními ekonometrickými nástroji ověřit. Možné východisko představuje aplikace bayesovských VAR modelů.

Literatura

- Ambriško, R. a kol. (2012). *Fiscal Discretion in the Czech Republic in 2001–2011: Has It Been Stabilizing?* [Research and Policy Notes 1/2012]. Praha: Czech National Bank, September 2012.
- Auerbach, A., Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal*, 4(2), 1–27, <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1>
- Babecký, J., Franta, M., Ryšánek, J. (2016). *Effects of Fiscal Policy in the DSGE-VAR Framework: The Case of the Czech Republic*. Czech National Bank. Working Paper Series, No. 9, pp. 1–40.
- Batini, N., Callegari, G., Melina, G. (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan*. International Monetary Fund. Working Paper No. 12/190, <https://doi.org/10.5089/9781475505382.001>
- Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., Weber, A. (2012). *Fiscal Multipliers and the State of the Economy*. International Monetary Fund Working Paper No. 12/286, pp. 1–34.
- Baum, A., Koester, G. (2011). *The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle – Evidence from a threshold VAR Analysis*. Deutsche Bundesbank. Discussion Paper No. 03/11.
- Baunsgaard, T., Symansky, S. (2009). *Automatic Fiscal Stabilizers*. International Monetary Fund. Staff Position Note SPN/09/23, pp. 1–29. Blanchard, O., Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368, <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Canzoneri, M., Collard, F., Dellas, H., Diba, B. (2011). *Fiscal Multipliers in Recessions*. University of Bern. Discussion Paper No. 12-04.
- Castro, F., Kremer, J., Warmedinger, T. (2010). How to Measure Fiscal Stimulus. *Instituto de Estudios Fiscales*, 59, 103–116.
- Eurostat (2018). *Economy and Finance*. Eurostat Database [online][cit. 2018-05-10]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- Fedelino, A., Horton, M., Ivanova, A. (2009). *Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers*. International Monetary Fund. Fiscal Affairs Department Working Paper No. 5, <https://doi.org/10.5089/9781462359622.005>
- Franta, M. (2012). *Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in the Czech Republic: Evidence Based on Various Identification Approaches in a VAR Framework*. Czech National Bank. Working Paper Series, No. 3, pp. 1–40.
- Gonzalez-Garcia, J., Lemus, A., Mrkaic, M. (2013). *Fiscal Multipliers in the ECCU*. International Monetary Fund. Working Paper No.13/117, pp. 1–17, <https://doi.org/10.5089/9781484359914.001>
- Mahfouz, S., Hemming, R., Kell, M. (2002). *The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity*. International Monetary Fund. Working PaperNo. 2002/208, <https://doi.org/10.5089/9781451874716.001>
- Hodula, M., Pfeifer, L. (2018). Fiscal-monetary-financial Stability Interactions in a Data-rich Environment. *Review of Economic Perspectives*, 18(3), 195–224, <https://doi.org/10.2478/revecp-2018-0012>
- Ilzetzki, E., Mendoza, E., Vegh, C. (2010). *How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?* National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 16479, <https://doi.org/10.3386/w16479>

- Klyuev, V., Snudden, S. (2011). Effects of Fiscal Consolidation in the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61(4), 306–324.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Heidelberg: Springer. ISBN 978-3-540-40172-8.
- Mineshima, A., Poplawski-Ribeiro, M., Weber, A. (2014). Size of Fiscal Multipliers, in Cottarelli, C., Gerson, P., Senhadji, A, eds., *Post-Crisis Fiscal Policy*. MIT Press Scholarship, pp. 315–372, <https://doi.org/10.7551/mitpress/9780262027182.003.0013>
- Ministerstvo financí ČR (2015). *Fiskální výhled České republiky*. Praha: MF ČR, ISSN 1804-7998.
- Ministerstvo financí ČR (2018). *Makroekonomická predikce České republiky*. Praha: MF ČR, , ISSN 1804-7971.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1998). Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17–29.
- Pfeifer, L., Pikhart, Z. (2015). Vliv měnových podmínek na jednotlivé kategorie cen v České republice v kontextu měnové a makrobezpečnostní politiky. *Politická ekonomie*, 63(8), 948–966, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1046>
- Philip, R., Janssen, J. (2002). *Indicators of Fiscal Impulse for New Zealand*. New Zealand Treasury. Working Paper No. 02/30.
- Radkovský, Š., Štiková, R. (2008). *Kvantifikace účinků fiskální politiky v ČR pomocí modelu SVEC*. Česká národní banka. Internal Discussion Paper No. 4/2008.
- Spilimbergo, A., Symansky, S., Schindler, M. (2009). *Fiscal Multipliers*. International Monetary Fund. . Staff Position Note No. 09/11, pp. 1–15.
- Wyplosz, C. (2005). Fiscal Policy: Institutions versus Rules. *National Institute Economic Review*, 191(1), 64–78, <https://doi.org/10.1177/0027950105052661>