



Studie SYRI / výzkumná skupina 8
Ekonomické dopady

FISKÁLNÍ MULTIPLIKÁTORY V ČR

Jan Čapek

srpen 2025

WWW.SYRI.CZ



Financováno
Evropskou unií
NextGenerationEU



NÁRODNÍ
PLÁN OBNOVY


MINISTERSTVO ŠKOLSTVÍ,
MLÁDEŽE A TĚLOVÝCHOVY



UNIVERZITA
KARLOVA

MUNI



Akademie věd
České republiky

Studie SYRI / výzkumná skupina 8
Ekonomické dopady

FISKÁLNÍ MULTIPLIKÁTORY V ČR

Jan Čapek

afiliace:
Masarykova Univerzita

srpen 2025

WWW.SYRI.CZ

Tato práce vznikla v rámci projektu NPO „Národní institut pro výzkum socioekonomických dopadů nemocí a systémových rizik,“ č. LX22NPO5101, financovaného Evropskou unií – Next Generation EU (MŠMT, NPO: EXCELES)

Shrnutí

Fiskální multiplikátor vyjadřuje, o kolik se změní hrubý domácí produkt (HDP), když vláda zvýší své výdaje o jednu korunu. Je to klíčový ukazatel, protože umožňuje odhadnout, jak účinné budou vládní zásahy do ekonomiky. Pokud je multiplikátor vysoký, znamená to, že každý dodatečný výdaj státu vyvolá výraznější růst ekonomické aktivity – což je obzvláště důležité v době recese. Naopak nízký multiplikátor naznačuje, že vládní výdaje mají omezený dopad, například kvůli úsporám domácností, únikům do dovozů nebo vytěsnění soukromých investic.

Tato studie odhaduje vládní výdajové fiskální multiplikátory pro Českou republiku za období 1999 Q1 – 2024 Q3 s využitím široké palety modelů VAR, FAVAR a lokálních projekcí. S vyloučením období Covid-19 dosahuje průměr jednoletého multiplikátoru hodnoty 0,61 a dvouletého 0,89. Pokud je však zahrnuto i období pandemie Covid-19, multiplikátory se zvyšují na 0,98 (jednoletý) a 1,26 (dvouletý). To signalizuje výrazně vyšší účinnost vládních výdajů právě během této krize, což podtrhuje význam aktivní hospodářské politiky v obdobích mimořádných otřesů.

Stavově podmíněné odhady ukazují výrazný cyklický rozptyl: v expanzi je roční multiplikátor v základním scénáři 0,31, zatímco v recesi 0,78; dvouletý pak 0,82 vs. 1,73. Výsledky jsou citlivé na (i) granularitu výdajové a daňové skladby, (ii) konstrukci proměnné nevyužitých zdrojů, (iii) identifikační schéma, (iv) volbu cenového deflátoru a do jisté míry také (v) konkrétní ekonometrickou specifikaci. Přes značnou nejistotu se potvrzuje, že vládní výdaje mají v české ekonomice převážně kladný a cyklicky asymetrický dopad, který je výraznější v obdobích hospodářského útlumu a výjimečných krizí.

Implikace pro hospodářskou politiku a doporučení

Zjištění této studie mohou napomoci vhodným úpravám nastavení hospodářské politiky České republiky, zejména ve fiskální oblasti. Prokázaná cyklická asymetrie fiskálních multiplikátorů a citlivost výsledků na metodologické volby podtrhují potřebu promyšleného využívání fiskálních pravidel a pružného operativního řízení rozpočtové politiky. Dále výrazněji podtrhují důležitost aktivní hospodářské politiky během systémových krizí, kdy může mít fiskální stimulace vysoký a pozitivní dopad na reálnou ekonomiku. V následujícím přehledu shrnujeme klíčová doporučení a implikace, které vycházejí z provedených analýz a mohou přispět k efektivnějšímu řízení veřejných financí v různých fázích hospodářského cyklu i v časech neočekávaných otřesů.

Diferencovaný přístup v recesi a expanzi

Multiplikátor na úrovni přibližně 1,7 v recesi implikuje, že každá koruna dodatečných výdajů může vést k téměř dvojnásobnému zvýšení reálného HDP. Naopak v období expanze přinášejí dodatečné vládní výdaje jen omezený růstový efekt a mohou přispívat

k inflačním tlakům. Období expanze by proto mělo být využíváno ke konsolidaci veřejných financí. Výsledky studie ukazují, že silnější využívání diskrečních opatření – tedy „brzdy a plynu“ – může zlepšit makroekonomické výsledky, pokud je správně načasováno. Nutno však počítat s omezeními makroekonomického předvídání.

Aktivní řízení v souladu s cyklem

Současná legislativa již umožňuje přizpůsobovat fiskální politiku fázím hospodářského cyklu. Je žádoucí tyto nástroje aktivně využívat, a to nejen pro expanzivní zásahy v recesi, které jsou politicky přijatelnější, ale i pro fiskální konsolidaci v období růstu, která je zásadní pro dlouhodobou udržitelnost veřejných financí. Výsledky během období pandemie Covid-19 naznačují, že fiskální expanze má v obdobích hlubokých krizí silné pozitivní účinky. V případě budoucích systémových rizik – jako jsou pandemie, energetické krize nebo válečné konflikty – by tedy aktivní hospodářská politika neměla být vnímána jen jako možnost, ale jako klíčový nástroj podpory ekonomické a sociální odolnosti. Doporučujeme také připravit časově omezené investiční balíčky zaměřené na „rychlé“ investice – např. do lokální infrastruktury – a vytvořit zásobník připravených projektů, které lze aktivovat krátce po vyhlášení recese nebo při náhlém systémovém šoku.

Struktura výdajů a jejich efektivita

Detailní analýza ukazuje, že zahrnutí sociálních příspěvků a transferů do výdajových agregátů snižuje odhad fiskálního multiplikátoru o 0,25 až 0,3. Z hlediska podpory růstu HDP tak dávají větší smysl investice do infrastruktury, výzkumu a digitalizace. Při návrhu fiskálních stimulů by měl být kladen důraz právě na oblasti s vysokou návratností.

Zlepšení analytické kapacity a transparentnosti

Fiskální analýzy by měly zohledňovat variabilitu výsledků zjištěnou v této studii. Doporučuje se pravidelné zveřejňování makro-fiskálních scénářů doplněných o citlivostní analýzu na různé hodnoty multiplikátorů (např. 0,5; 1; 1,5), čímž se zvýší transparentnost a důvěryhodnost prognóz. Při přípravě analytických podkladů je nutné věnovat pozornost granularitě výdajů a přesnému vymezení hospodářského cyklu, neboť tyto faktory zásadně ovlivňují výsledky. Investice do kvalitnějších dat a analytických modelů přispějí k informovanějším rozhodnutím a vyšší důvěře veřejnosti v hospodářskou politiku.

Úvod

Když stát utrácí peníze – třeba na opravu silnic, výstavbu škol nebo zvýšení platů učitelů – neznamená to jen, že tyto prostředky dostanou konkrétní firmy a lidé. Peníze se dál „točí“ v ekonomice: zaměstnanci utrácí své mzdy v obchodech, podniky investují do výroby, dodavatelé najímají nové pracovníky. Celkový dopad na ekonomiku tak může být větší než původní výdaj.

Tento efekt se měří fiskálním multiplikátorem – číslem, které říká, o kolik se změní hrubý domácí produkt (HDP), když vláda zvýší své výdaje o jednu korunu. Například pokud vláda utratí navíc 1 miliardu korun a HDP se zvýší o 1,2 miliardy, multiplikátor má hodnotu 1,2. Ale multiplikátor může být i nižší než 1 – to znamená, že dodatečné výdaje mají menší dopad na ekonomiku než jejich nominální hodnota. Může se to stát například tehdy, když část peněz unikne do zahraničí prostřednictvím dovozů, když domácnosti část dodatečného příjmu ušetří místo utracení, nebo když vládní výdaje vytlačí soukromé investice.

Formálně lze tento vztah zapsat jako:

$$m = \frac{\Delta Y}{\Delta G}$$

kde ΔY je změna HDP a ΔG je změna vládních výdajů.

Velikost multiplikátoru závisí na stavu ekonomiky, měnové politice, chování domácností a firem či na situaci na finančních trzích. V recesi bývá multiplikátor vyšší – státní výdaje tak dokážou podpořit hospodářský růst účinněji. V době expanze bývá naopak nižší, takže omezení výdajů nebo zvýšení daní ekonomiku tolik nebrzdí.

Znalost fiskálního multiplikátoru je zásadní, protože bez ní se vládní rozhodování opírá spíše o odhad než o skutečně podložené analýzy. Multiplikátor umožňuje lépe vyhodnotit, jak velký dopad na HDP bude mít plánované zvýšení výdajů či změny v daňové politice. Bez tohoto odhadu může vláda přijmout opatření, která jsou buď zbytečně slabá, nebo naopak příliš silná a zatěžující. Multiplikátor pomáhá rozhodnout, kdy má smysl ekonomiku podpořit vyššími výdaji nebo daňovými úlevami a kdy je naopak vhodné začít šetřit. Je také zásadní pro hodnocení rozpočtových opatření zpětně – porovnání plánovaného a skutečného dopadu pomáhá upřesnit odhady do budoucna a vyvarovat se chyb, které by mohly vést k neefektivnímu využití veřejných prostředků.

Teoretická východiska

V keynesiánském přístupu se fiskální multiplikátor opírá o myšlenku, že část příjmu vytvořeného vládními výdaji je dále spotřebována, čímž vzniká další poptávka a příjem. Tento proces je účinnější, když ekonomika není na plné kapacitě – typicky během recese.

Naopak neoklasické modely upozorňují na tzv. vytěsňovací efekt: pokud je ekonomika blízko potenciálnímu výkonu, dodatečné vládní výdaje mohou vytlačit soukromou poptávku – například kvůli růstu úrokových sazeb nebo posílení měny, které omezují investice a export.

Přehled literatury

Ve světovém výzkumu fiskálních multiplikátorů existují dva hlavní přístupy. První využívá teoretické modely (např. DSGE), které umožňují simulovat různé scénáře. Této oblasti se však v této studii nevěnujeme.

Druhý přístup je empirický, který tzv. „nechává data promluvit“. Mezi používané metody patří strukturální VAR modely, lokální projekce nebo tzv. narativní identifikace.

Zásadním příspěvkem je práce Blancharda a Perottiho (2002), která používá identifikované VAR modely. Pozdější studie přinesly sofistikovanější identifikace – např. pomocí znaménkových omezení (Mountford a Uhlig, 2009).

Narativní přístup k identifikaci exogenních fiskálních šoků využívá historicko-dokumentační data. Romer a Romer (2010) konstruují chronologii legislativních daňových změn, Ramey (2011) využívá válečné zprávy k predikci očekávaných vládních výdajů. Tento přístup se osvědčil zejména v USA, kde jsou k dispozici dlouhé časové řady s dostatečnou variabilitou, ale je obtížně přenositelný na země s omezenou historickou datovou základnou.

Zvláštní pozornost se v poslední době věnuje nelinearitě multiplikátorů – tedy jejich odlišné výši v recesi a v expanzi. Významný příspěvek v tomto směru představuje studie Auerbacha a Gorodnichenka (2012), která ukazuje, že v USA jsou multiplikátory významně vyšší během recesí. Současně se rozšiřuje použití tzv. lokálních projekcí (Jordà, 2005), jež oproti tradičním impulzně-odezвовým funkcím poskytují robustnější odhady a lépe se přizpůsobují nelineárním specifikacím.

Ramey a Zubairy (2018), jejichž přístup inspiruje i tuto studii, využívají lokální projekce pro odhad nelineárních multiplikátorů a porovnávají narativní přístup s metodologií Blancharda a Perottiho (2002), přičemž využívají konvenční VAR model na rozdíl od Smooth Transition VAR modelu zvoleného Auerbachem a Gorodnichenkem.

V českém kontextu lze zmínit studii Ambriška a kol. (2012), podle níž dosahují fiskální multiplikátory v prvním roce hodnot mezi 0,3 a 0,6. Franta (2012) ukazuje, že výsledky se výrazně liší v závislosti na identifikační strategii – od 0,32 při rekurzivní identifikaci, přes 1,43 při identifikaci pomocí znaménkových restrikcí až po extrémně vysoké hodnoty přes 6 či 8 (AB model).

Z poslední doby je relevantní studie Štodta (2025), která pomocí nelineárního modelu odhaduje, že v recesi může multiplikátor dosahovat až 1,5, zatímco v expanzi je téměř nulový. Tyto výsledky podporují hypotézu, že účinnost fiskální politiky závisí na aktuálním stavu ekonomiky.

Cíl studie

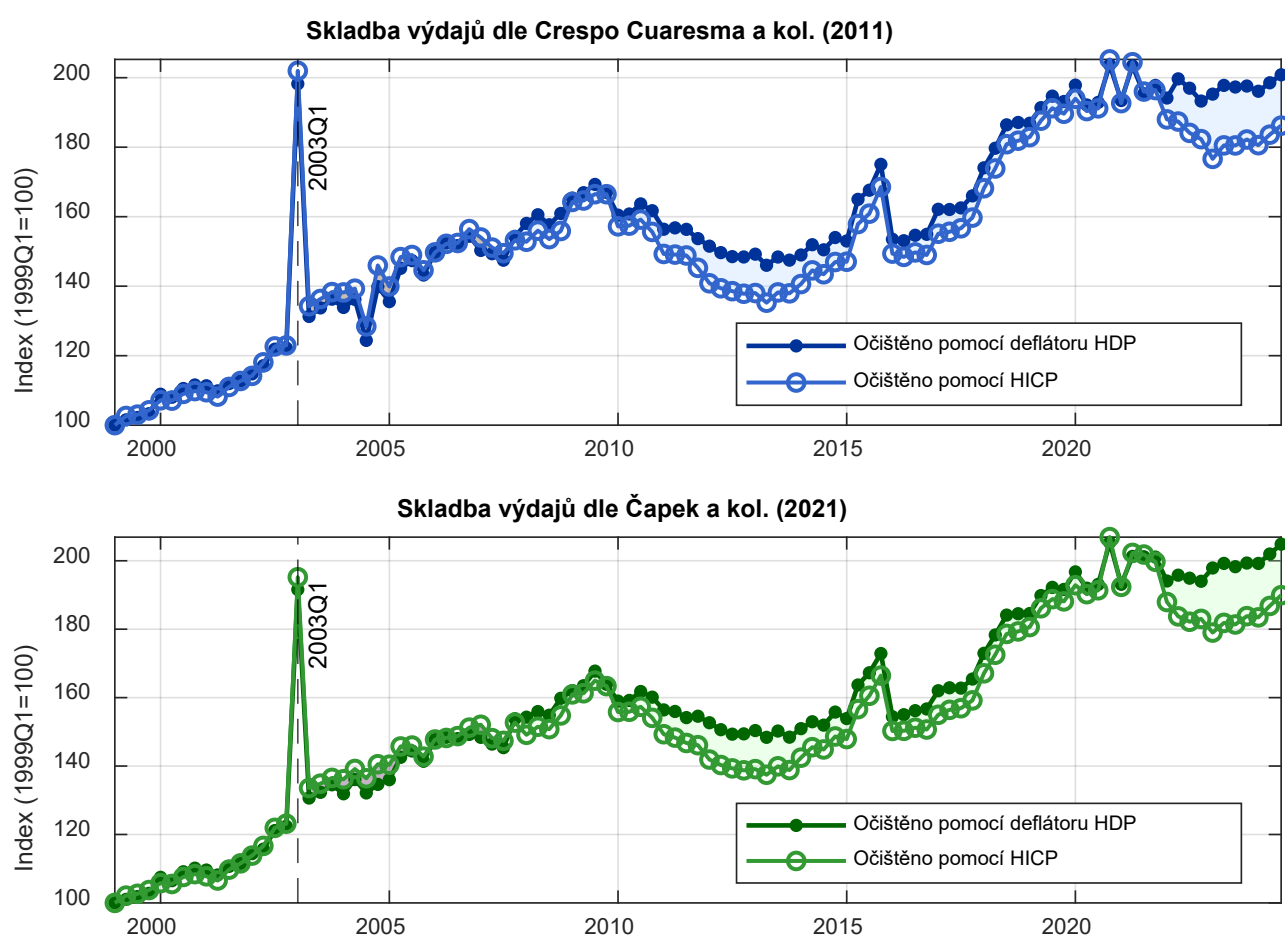
Tato studie si klade za cíl odhadnout fiskální multiplikátory pro Českou republiku v různých specifikacích podle existující literatury. Zároveň upozorňuje na možnosti i limity těchto odhadů z hlediska praktického využití v hospodářské politice.

Data

Hlavním zdrojem dat použitých v této studii je databáze Eurostatu. Některé doplňující finanční proměnné, využívané při odhadu nepozorovaných faktorů, byly převzaty z databáze Evropské centrální banky. Pro sestavení detailně členěných proměnných vládních výdajů a příjmů, nezbytných pro specifikaci jednotlivých modelů, bylo využito celkem 30 časových řad. V rozšířených verzích modelu se čtyřmi a pěti proměnnými jsou navíc zahrnuty proměnné inflace a krátkodobé úrokové sazby.

Časové pokrytí dat sahá od prvního čtvrtletí roku 1999 do třetího čtvrtletí roku 2024. Pokud byly dostupné, byly využity již sezónně očištěné časové řady; v opačných případech byla provedena očištění pomocí nástroje X-13, a to u proměnných vykazujících sezónní vzorce. Veškeré fiskální proměnné a HDP byly získány v nominálních hodnotách a následně přepočteny do reálných hodnot pomocí příslušných cenových indexů. Tyto proměnné vstupují do modelů v logaritmované formě. Naproti tomu proměnné inflace a úrokové sazby jsou do modelu začleněny v původní podobě, tj. v procentních bodech.

Literatura (např. Čapek a Crespo Cuaresma, 2020; Čapek et al., 2021) ukazuje, že různé složky vládních výdajů i daní mohou implikovat odlišné velikosti multiplikátorů. S ohledem na tyto poznatky pracujeme s několika variantami rozdělení vládních výdajů a daní, vycházejících z děl autorů jako Crespo Cuaresma et al. (2011), Muir a Weber (2013) a Čapek et al. (2021). Přesné složení je uvedeno v Tabulce 2 a dále odkazováno v příslušných publikacích.



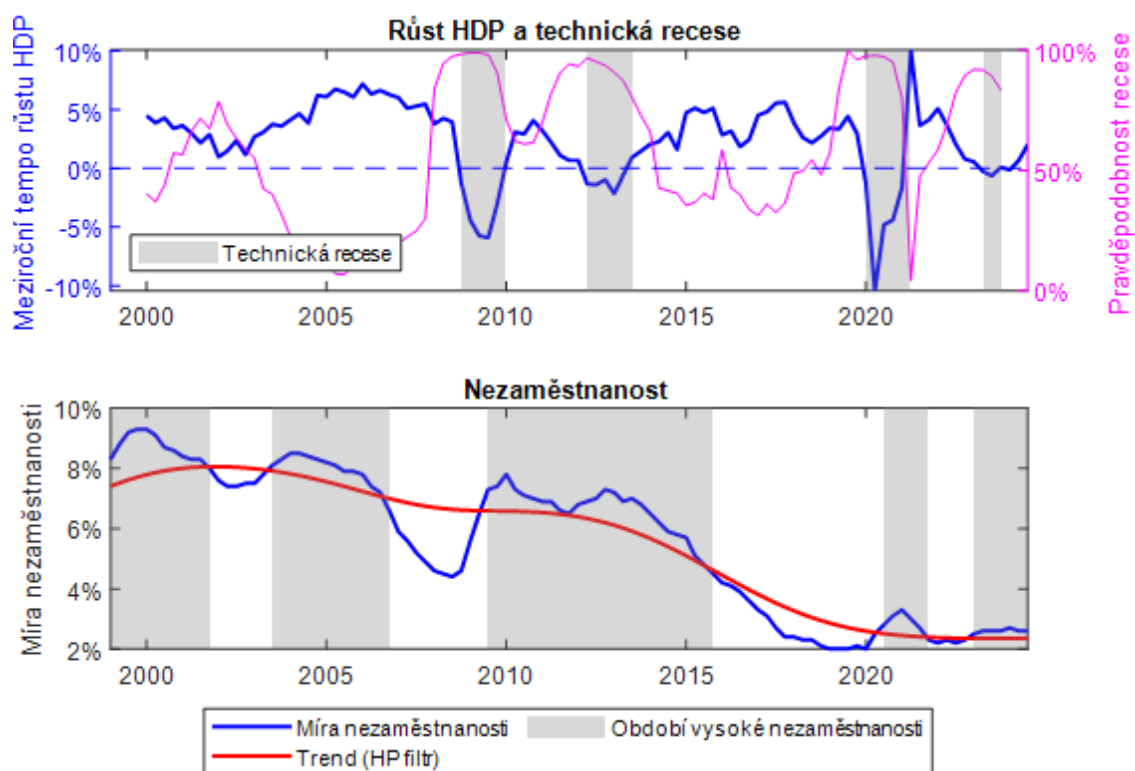
Obrázek 1: Vývoj výdajových kompozic očištěných pomocí deflátoru HDP a HICP

Obrázek 1 zachycuje vývoj dvou odlišných výdajových kompozic. Každá z nich je převedena do reálných hodnot pomocí buď deflátoru HDP, nebo harmonizovaného indexu spotřebitelských cen (HICP). Horní panel odpovídá základní výdajové skladbě, zatímco spodní panel představuje alternativní variantu zahrnující hrubý fixní kapitál (namísto hrubého kapitálu) a naturální transfery. Daňová skladba, která se u obou kompozic také liší, není v grafu vyobrazena.

Z grafu vyplývá, že ačkoli se obě výdajové kompozice vyvíjejí podobně, existují období s výraznějšími odchylkami, zejména v letech 2004 a 2021. Tyto rozdíly, jakkoli mohou působit marginálně, mohou vést k rozdílným výsledkům modelových odhadů, neboť dynamika vstupních řad hraje zásadní roli při odhadu fiskálního multiplikátoru.

Rozdíly lze pozorovat i mezi sériemi očištěnými deflátorem HDP a HICP. V období 2011–2015 a po roce 2022 se například ukazuje výraznější růst cen z pohledu spotřebitelů než v agregovaném měřítku celé ekonomiky. Využití HICP v kontextu fiskálních multiplikátorů, ač méně časté, může být teoreticky odůvodněno keynesiánským důrazem na spotřební chování domácností a reálnou kupní sílu. Čapek et al. (2021) navíc upozorňují, že řada vládních výdajů je indexována se zpožděním právě podle spotřebitelských cen, a proto zohledňujeme v analýze i varianty s využitím zpožděného HICP.

V obou řadách je patrný jednorázový skok v prvním čtvrtletí roku 2003. Tento skok je důsledkem přearžení Správy železniční dopravní cesty (SŽDC) ze sektoru nefinančních podniků do sektoru ústřední vlády, a to v rámci položky tvorby hrubého fixního kapitálu. Jelikož se nejedná o faktický nárůst investic, nýbrž o účetní reklasifikaci, byla pro dané období do modelu zařazena umělá proměnná eliminující tento jednorázový efekt.

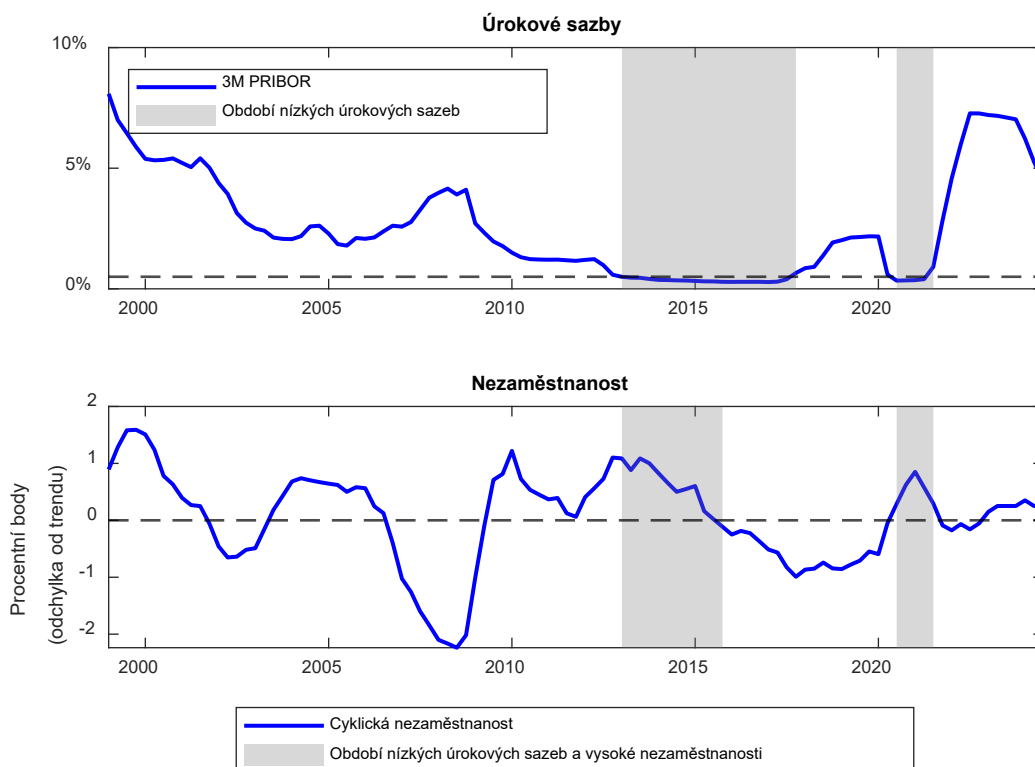


Obrázek 2: Růst HDP, nezaměstnanosti, a období recesí

Obrázek 2 zachycuje meziroční růst HDP a vývoj nezaměstnanosti. I když HDP vstupuje do modelu v logaritmované formě, jeho růst je využit pro výpočet pravděpodobnosti recese dle přístupu Auerbacha a Gorodnichenka (2012), který je adaptován také pro českou ekonomiku v práci Štodta (2025). V grafu lze pozorovat korelaci mezi záporným růstem HDP a vysokou pravděpodobností recese. Pro srovnání je rovněž vyznačeno trvání tzv. technické recese, definované jako meziroční pokles HDP po dvě či více po sobě jdoucích čtvrtletí.

Dolní panel Obrázku 2 zobrazuje míru nezaměstnanosti a její trend odhadnutý pomocí Hodrick-Prescottova filtru. Šedé oblasti indikují období, kdy je nezaměstnanost nad svou trendovou úrovní, což je interpretováno jako období s nevyužitými zdroji.

Obrázek 3 dále znázorňuje vývoj krátkodobých úrokových sazeb, přičemž vyznačuje období nízkých sazeb definovaných jako sazby pod úrovní 0,5 % (Ramey a Zubairy, 2018). Spodní panel spojuje tuto informaci s obdobím vysoké nezaměstnanosti a ilustruje tak úseky, kdy dochází ke kumulaci obou podmínek.



Obrázek 3: Úrokové sazby, mezeru nezaměstnanosti a období recesí

Z Obrázku 2 a 3 je patrné, že identifikace období s nevyužitými kapacitami závisí výrazně na použité metodě. Technická recese je v dostupném vzorku přítomna čtyřikrát a zahrnuje přibližně 17 % délky vzorku. Naopak období definovaná jako kombinace nízkých úrokových sazeb a vysoké nezaměstnanosti se vyskytují pouze dvakrát. Samotná období vysoké nezaměstnanosti, definovaná vůči trendu, pokrývají téměř 60 % sledovaného období. Následující analýza ukáže, že způsob definice recesí má zásadní význam pro správné rozlišení a interpretaci fiskálních multiplikátorů v expanzivní a recesní fázi hospodářského cyklu.

Metodologie

Použitá metodologie se v této studii liší podle toho, zda jsou odhadovány lineární multiplikátory, nebo multiplikátory diferencované podle fáze hospodářského cyklu (tj. v recesi a expanzi). V obou případech vycházíme ze stejné datové základny, což umožňuje srovnatelnost výsledků. Základní rámec v obou případech tvoří vektorové autoregresní

(VAR) modely, přičemž jejich konkrétní specifikace a rozšíření se liší. Metodologie výpočtu lineárních multiplikátorů je převzata z práce Čapek et al. (2021), zatímco přístup ke stavově podmíněným multiplikátorům je inspirován studií Ramey a Zubairy (2018).

Jak upozorňují Čapek a Crespo Cuaresma (2020), i zdánlivě marginální metodologická rozhodnutí mohou při odhadu multiplikátorů pomocí VAR specifikací významně ovlivnit jejich velikost i statistickou spolehlivost. Kromě volby identifikační strategie mezi tato rozhodnutí patří například způsob definice výdajových a daňových proměnných, zvolený systém národních účtů, volba specifikace inflace a úrokových sazeb, případně otázka, zda jsou data před odhadem vyhlazena.

Na základě těchto poznatků přistupujeme k odhadu multiplikátorů pro Českou republiku s důrazem na robustnost – zvažujeme rozsáhlý počet modelových variant vzniklých kombinací alternativních metodologických přístupů. Tyto varianty se liší ve třech oblastech: (i) ve volbě použitých dat, (ii) v typu zvoleného modelu a (iii) v konkrétních parametrech modelové specifikace.

Kvantifikaci vlivu těchto rozhodnutí na výsledné hodnoty multiplikátorů provádíme pomocí meta-regresní analýzy, obdobně jako v práci Čapek a Crespo Cuaresma (2020). Vysvětlovanou proměnnou je vektor odhadnutých multiplikátorů, zatímco vysvětlujícími proměnnými jsou binární indikátory reprezentující jednotlivé metodologické volby (např. typ transformace dat, způsob identifikace strukturálních šoků, použitý modelový rámec). Meta-regrese je odhadována metodou vážených nejmenších čtverců (WLS), kde jsou váhy dány inverzí rozptylu jednotlivých odhadů.

Lineární multiplikátory

Při odhadu lineárních multiplikátorů využíváme standardní VAR modely, případně jejich rozšířenou variantu s nepozorovanými faktory (tzv. FAVAR modely). Tyto faktory jsou odhadnuty metodou hlavních komponent. Strukturální šoky jsou v modelech identifikovány různými metodami – tradiční přístup Blancharda a Perottiho (2002) využívá časová zpoždění implementace fiskální politiky a specifická omezení na chybové členy, zatímco novější přístupy, jako Rubio-Ramírez et al. (2010), zavádějí znaménková omezení na reakce modelových proměnných.

Po identifikaci šoků je možné odvodit vládní výdajové multiplikátory. V souladu se současnou literaturou prezentujeme diskontované kumulativní multiplikátory. Výsledky jsou reportovány ve formě mediánu z rozdělení bootstrapovaných hodnot.

Multiplikátory v recesích a expanzích

Pro odhad multiplikátorů v různých fázích hospodářského cyklu vycházíme ze základního VAR modelu s identifikací šoků podle Blancharda a Perottiho (2002), což umožňuje přímé srovnání s výsledky lineární specifikace. Odhad multiplikátorů samotných je však realizován pomocí metody lokálních projekcí dle Jordà (2005). Tato metoda spočívá v samostatném odhadu regrese pro každý časový horizont, čímž se vyhneme iterativní konstrukci impulzních odezev typických pro klasické VAR modely.

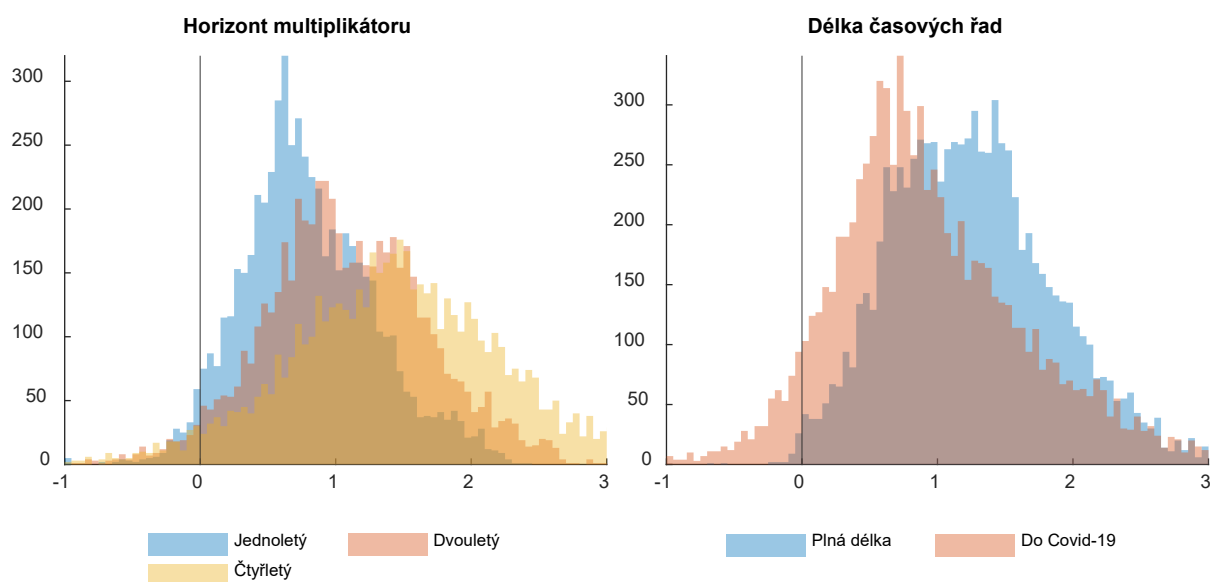
Multiplikátory jsou dále odhadnuty v jedné fázi jako koeficienty z regresního modelu využívajícího instrumentální proměnnou. Tento jednofázový přístup má několik výhod: jednak umožňuje přímo odhadnout směrodatnou odchylku multiplikátoru, jednak umožňuje testovat hypotézu o rozdílu multiplikátorů v recesi a expanzi. Navíc tato metoda zůstává konzistentní i v přítomnosti chyb měření ve vládních výdajích a v samotném šoku, pokud jsou tyto chyby navzájem nekorelované.

Výsledky

Lineární multiplikátory

Jak bylo uvedeno v metodologické části, fiskální multiplikátory jsou odhadovány napříč širokým spektrem modelových nastavení. Obrázek 4 poskytuje souhrnný přehled prostřednictvím histogramů odhadnutých multiplikátorů – levý panel ilustruje rozdělení podle horizontu predikce, pravý panel zohledňuje délku časové řady. Relevantní statistiky jsou uvedeny v Tabulce 1.

Z výsledků vyplývá, že multiplikátor má tendenci růst s prodlužujícím se horizontem predikce. Zároveň platí, že vyloučení dat z období pandemie Covid-19 (tj. po čtvrtém čtvrtletí 2019) vede k nižším odhadům multiplikátorů. Například při plném datovém vzorku činí průměrný roční multiplikátor 0,98, zatímco dvouletý dosahuje hodnoty 1,26. Naopak při zkrácení vzorku do roku 2019 klesají odhady na 0,61 (roční) a 0,89 (dvouletý).



Obrázek 4: Histogramy odhadů lineárního fiskálního multiplikátoru

Tabulka 1: Statistiky lineárních fiskálních multiplikátorů

	p16	průměr	medián	p84
<i>Plná délka dat:</i>				
- jednoletý multiplikátor	0,52	0,98	0,97	1,44
- dvouletý multiplikátor	0,71	1,26	1,27	1,79
- čtyřletý multiplikátor	0,88	1,58	1,52	2,28
<i>Data do 2019Q4:</i>				
- jednoletý multiplikátor	0,21	0,61	0,6	0,98
- dvouletý multiplikátor	0,33	0,89	0,88	1,48
- čtyřletý multiplikátor	0,46	1,37	1,37	2,24

Pozn.: každé kombinované kategorii, tj. řádku tabulky, odpovídá 2880 odhadů multiplikátoru. Statistika p16 a p84 odpovídá 16-tému a 84-tému percentilu rozdělení jednotlivých mediánů multiplikátorů.

Tabulka 2 shrnuje výsledky meta-regrese, která kvantifikuje citlivost odhadů na jednotlivé metodologické volby. Základní nastavení zahrnuje výdajovou skladbu složenou z odměn zaměstnanců, mezispotřeby a investic do hrubého kapitálu; daňovou skladbu tvoří daně z výroby, dovozu, příjmů a majetku. Nominální proměnné jsou očištěny deflátorem HDP, model zahrnuje tři proměnné identifikované podle schématu Blancharda a Perottiho (2002), čtyři zpoždění, konstantu, a multiplikátor je vyhodnocen na dvouletém horizontu s plným datovým vzorkem. Za těchto podmínek činí základní multiplikátor 0,93.

V souladu s pozorováním v Tabulce 1 a Obrázku 4 vidíme, že pokud uvažujeme kratší horizont jednoho roku, multiplikátor v průměru vychází o 0,27 nižší, zatímco pro čtyřletý horizont je oproti výchozí variantě o 0,24 vyšší. A pokud provedeme analýzu citlivosti na období Covid-19 a data zkrátíme jen po čtvrté čtvrtletí 2019, hodnota multiplikátoru vychází o 0,39 nižší.

Další část tabulky se zabývá různými specifikacemi výdajové a daňové skladby. Základní kompozice představuje variantu s nejmenším počtem komponent; ostatní varianty uvažují i další položky. Vzhledem k převážně záporným koeficientům lze soudit, že skladba s nízkým počtem položek vede k vyššímu odhadu multiplikátoru, zatímco jeho rozšíření má spíše tlumivý efekt. Zajímavé jsou první dvě specifikace, v nichž se mění pouze daňová složka. Přestože se jedná o výdajový multiplikátor, i změny v daních mohou ovlivnit výsledky kvůli dynamickým účinkům ve VAR modelu – zde však pouze mírně. Zařazení sociálních dávek na výdajové straně vede ke snížení multiplikátoru o 0,25. Pokud oproti základnímu scénáři uvažujeme investice do hrubého fixního kapitálu a uvažujeme navíc transfery, odhad je podobně nižší, o 0,22. Poslední uvažovaná výdajová struktura uvažuje ve výdajích i pořízení aktiv a uvažuje relativně široce upravenou skladbu daní. Tato struktura o 0,14 zvyšuje odhad multiplikátoru oproti základní variantě.

Další specifikace se týkají rozsahu modelu (se 3, 4, nebo 5 proměnnými), rozšíření o hlavní komponenty a volby identifikační strategie. Rekursivní identifikace vede k mírně nižším odhadům než přístup Blancharda a Perottiho (2002), zatímco identifikace pomocí znaménkových restrikcí přináší vyšší odhady. Specifické jsou modely s faktory – pokud je hlavní komponenta zařazena jako první, může reprezentovat proměnnou s novinkami (news) a odpovídat modelu s fiskálním předpovídáním. Nižší odhady (o 0,22–0,29) mohou indikovat, že při zohlednění predikčních faktorů je skutečný multiplikátor nižší. Zařazení komponenty na poslední pozici slouží jako test robustnosti tohoto přístupu.

Následující blok se zaměřuje na cenový index použitý k očištění nominálních dat. Pokud místo deflátoru HDP použijeme index HICP, tj. upravíme výpočet z pohledu spotřebitele, odhad multiplikátoru vzroste o 0,56; v případě opožděného HICP dokonce o 0,74. Rozdíl mezi použitými cenovými indexy má tedy výrazný dopad na výsledky, přestože se z laického pohledu může jevit marginálně.

Závěrečné varianty odrážejí spíše technické aspekty modelování. Přidání časového trendu ke konstantě mírně zvyšuje multiplikátor. Naopak zkracování délky zpoždění ve VAR modelu vede k postupnému snižování odhadnutých hodnot multiplikátoru.

Tabulka 2: Výsledky meta-regrese pro lineární fiskální multiplikátory

Vysvětlující umělá proměnná	Koeficient
(konstanta)	0,93
<i>Horizont predikce:</i>	
- jednoletý multiplikátor	-0,27
- čtyřletý multiplikátor	0,24
Data zkrácená do 2019Q4 (bez období Covid-19)	-0,39
<i>Definice dat:</i>	
- výdaje dle základního scénáře; daně dle základního scénáře upravené o skutečné sociální příspěvky	-0,02
- výdaje dle základního scénáře; daně dle základního scénáře upravené o sociální příspěvky a dotace	-0,06
- výdaje dle základního scénáře + sociální dávky, daně dle předchozího schématu	-0,25
- výdaje vycházející ze základního scénáře (investice do hrubého fixního kapitálu) + naturální transfery; daně dle základního scénáře + sociální příspěvky domácností	-0,22
- výdaje dle předchozího schématu; daně dle základního scénáře + sociální příspěvky domácností	-0,16
- výdaje dle předchozího schématu; daně dle základního scénáře + sociální příspěvky domácností upravené o dotace	-0,13
- výdaje dle základního scénáře + pořízení aktiv; daně dle základního scénáře + sociální příspěvky domácností upravené o dotace a transfery (včetně kapitálových transferů)	0,14
<i>Model a identifikace:</i>	
- VAR, 3 proměnné, znaménkové restrikce	-0,16
- VAR, 4 proměnné, rekurzivní identifikace	-0,04
- VAR, 4 proměnné, znaménkové restrikce	0,09
- VAR, 5 proměnných, rekurzivní identifikace	-0,07
- VAR, 5 proměnných, znaménkové restrikce	0,14
- FAVAR, 4 proměnné, základní komponenta řazena jako poslední	0,12
- FAVAR, 4 proměnné, základní komponenta řazena jako první	-0,22
- FAVAR, 4 proměnné, znaménkové restrikce	0,15
- FAVAR, 5 proměnných, základní komponenta řazena jako poslední	0,25
- FAVAR, 5 proměnných, základní komponenta řazena jako první	-0,29
- FAVAR, 5 proměnných, znaménkové restrikce	0,25
<i>Cenový index pro očištění:</i>	
- HICP	0,56
- HICP se zpožděním 4 čtvrtletí	0,74
<i>Deterministické členy:</i>	
- konstanta + lineární trend	0,09
<i>Délka zpoždění v modelu:</i>	
- 1 období	-0,15
- 2 období	-0,07
- 3 období	0,04

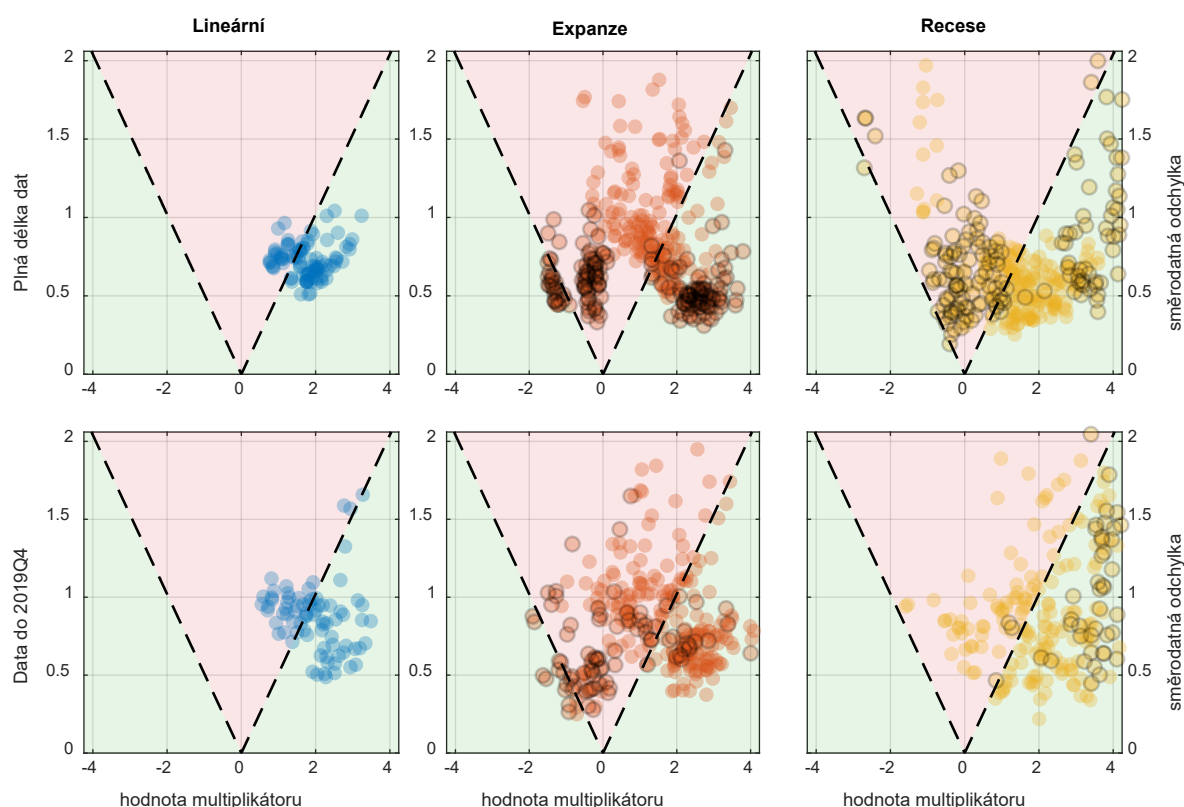
Pozn.: Meta-regrese provedena metodou vážených nejmenších čtverců, s vahami inverzními k odhadnutému rozptylu. Všechny koeficienty jsou statisticky významné na hladině významnosti 1%. R^2 : 0.791, adjustovaný R^2 : 0.790

Multiplikátory v recesích a expanzích

Obrázek 5 společně s Tabulkou 3 prezentují výsledky odhadů fiskálních multiplikátorů pomocí metodologie místních projekcí, která umožňuje odlišit dopady v různých fázích hospodářského cyklu – konkrétně v expanzi a recesi. Z grafického znázornění je zřejmé, že multiplikátory odhadnuté lineárním způsobem jsou výrazně koncentrovanější, a to jak z hlediska samotné hodnoty multiplikátoru, tak i jeho směrodatné odchylky. Naopak multiplikátory podmíněné stavem ekonomiky vykazují vyšší variabilitu.

Tento efekt lze pozorovat i při porovnání výsledků na plném vzorku dat (první řádek) a výsledků s vyloučením dat po čtvrtém čtvrtletí 2019 (druhý řádek). Odhady na celém datovém vzorku jsou opět koncentrovanější a stabilnější napříč všemi třemi zkoumanými variantami. Kromě většího počtu pozorování se na této skutečnosti může podílet i specifický identifikační efekt spojený s obdobím pandemie Covid-19.

Tato pozorování potvrzují i výsledky uvedené v Tabulce 3: multiplikátory odhadnuté na plné délce dat jsou ve větší míře statisticky významné a rovněž častěji vykazují statisticky významné rozdíly mezi hodnotami v expanzi a v recesi. Navíc méně často dosahují extrémních či málo realistických hodnot.



Pozn.: Čárkovaná linie značí statistickou významnost. Multiplikátory v červeně podbarvené oblasti jsou statisticky nevýznamné (neodlišitelné od nuly), zatímco multiplikátory v zeleně podbarvené oblasti jsou statisticky významné. Pár multiplikátorů v expanzi a recesi, který je orámován černým okrajem, značí statisticky významný rozdíl mezi multiplikátorem v expanzi a recesi.

Obrázek 5: Multiplikátory v expanzi a recesi pro dvouletý horizont

Tabulka 3: Statistiky multiplikátorů v expanzi a recesi

	n	Rozdíl%	Nízké%	Význ.-%	Nevýzn.%	Význ.+%	Vysoké%
<i>Lineární:</i>							
- plná délka dat	96		0	0	27	73	0
- Data do 2019Q4	96		0	0	54	46	8
<i>Expanze:</i>							
- plná délka dat	384	53	0	7	50	43	0
- Data do 2019Q4	384	24	1	4	62	34	10
<i>Recese:</i>							
- plná délka dat	384	53	1	1	42	58	16
- Data do 2019Q4	384	24	11	3	50	47	25

Pozn.: n = počet multiplikátorů v dané kategorii (řádku). Rozdíl% = procento případů, kdy bylo dosaženo statistické významnosti mezi multiplikátorem v expanzi a v recesi. Nízké% = procento multiplikátorů, které jsou nižší, než spodní hranice na grafu. Význ.-% = procento multiplikátorů, které jsou statisticky významně záporné. Nevýzn.% = procento multiplikátorů, které jsou statisticky nevýznamné. Význ.+% = procento multiplikátorů, které jsou statisticky významně kladné. Vysoké% = procento multiplikátorů, které jsou vyšší, než horní hranice na grafu.

Tabulka 4: Výsledky meta-regrese v expanzích a recesích

Vysvětlující umělá proměnná	Lineární	Expanze	Recese
(konstanta)	1,47	0,82	1,73
<i>Horizont predikce:</i>			
- jednoletý multiplikátor	-0,95	-0,51	-0,95
- čtyřletý multiplikátor	1,6	1,04	1,26
Data zkrácená do 2019Q4 (bez Covidu)	0	0,01	0,07
Výdaje vycházející ze základního scénáře (investice do hrubého fixního kapitálu) + naturální transfery; daně dle základního scénáře + sociální příspěvky domácností	-0,14	-0,11	0,05
<i>Cenový index pro očištění:</i>			
- HICP	0,36	0,24	0,32
- HICP se zpožděním 4 čtvrtletí	0,83	0,73	-0,05
<i>Délka zpoždění v modelu:</i>			
- 1 období	-0,24	-0,14	-0,1
- 2 období	-0,15	-0,04	-0,04
- 3 období	0,1	0,03	0
<i>Deterministické členy:</i>			
- konstanta + lineární trend	0,11	0,22	-0,13
- + kvadratický trend	0,32	0,31	-0,24
- + kubický trend	0,24	0,18	-0,17
<i>Měřítko nevyužitých zdrojů:</i>			
- vysoká nezaměstnanost	0	-1,02	1,38
- nízké úrokové sazby	0	0,87	-0,49
- obě předchozí varianty dohromady	0	0,32	0,65
R ²	0,909	0,708	0,709

Tabulka 4 pak – obdobně jako Tabulka 2 – prezentuje výsledky meta-regresní analýzy, která kvantifikuje dopad odchylek od základního modelového nastavení. Toto základní nastavení zůstává totožné, přičemž míru nevyužitých zdrojů v ekonomice zachycuje pravděpodobnost recese dle Obrázku 2. Za těchto podmínek činí lineární multiplikátor 1,47, multiplikátor v expanzi 0,82 a v recesi 1,73.

Ve shodě s předchozími výsledky pozorujeme nižší multiplikátor pro kratší (roční) horizont a vyšší pro delší (čtyřletý) horizont, přičemž rozdíly jsou v rámci této metodologie

výraznější. To může souviset se samotnou povahou metody místních projekcí, jež se odlišuje od přístupu využívajícího iterativní výpočet.

Na rozdíl od předchozí analýzy zde odstranění dat po čtvrtém čtvrtletí 2019 nemá výrazný vliv na průměrné hodnoty multiplikátorů, ale odráží se spíše ve změnách jejich statistické významnosti.

Změna skladby vládních výdajů a daní vede u lineárního multiplikátoru a v období expanze ke kvalitativně obdobným výsledkům jako v předchozím přístupu – tj. ke snížení odhadu. V recesi je však tento efekt zanedbatelný, případně mírně kladný.

Dopad použití alternativního cenového indexu pro očistění nominálních proměnných je rovněž podobný – s výjimkou multiplikátoru v recesi při použití HICP se zpožděním čtyř čtvrtletí. U nezpožděného HICP jsou rozdíly ve srovnání s předchozím přístupem menší.

Výsledky pro různou délku zpoždění ve VAR modelu jsou v souladu s předchozími závěry – kratší zpoždění vede v průměru k nižším odhadům multiplikátorů.

V této metodologii byla testována širší škála deterministických komponent. Přidání lineárního trendu potvrzuje předchozí výsledky o nárůstu multiplikátoru (jak v lineární variantě, tak v expanzi). Podobné závěry lze vysledovat i při zahrnutí kvadratického trendu a s nižší intenzitou u kubického. U multiplikátorů v recesi však přítomnost dalších deterministických členů vede spíše k poklesu jejich hodnot.

Volba indikátoru nevyužitých zdrojů hraje klíčovou roli při rozlišení mezi expanzí a recesí. Tato volba přirozeně neovlivňuje lineární multiplikátor (odpovídající koeficienty jsou nulové), ale významně ovlivňuje stavově podmíněné multiplikátory. Pokud místo pravděpodobnosti recese použijeme například míru vysoké nezaměstnanosti, rozdíl mezi multiplikátory v expanzi a recesi se zásadně prohloubí – multiplikátor v expanzi se sníží až do záporných hodnot, zatímco v recesi dosahuje hodnot mírně nad 3. Naproti tomu, pokud je indikátorem nízká úroková sazba, pozorujeme opačný efekt – multiplikátor v expanzi je vyšší než v recesi. Kombinovaná varianta, která vyžaduje jak vysokou nezaměstnanost, tak nízké sazby, vede ke zvýšení multiplikátorů v obou režimech.

Tato klíčová sekce podtrhuje extrémní citlivost výsledků na volbu měřítka nevyužitých zdrojů. Přestože podobná kvalitativní variabilita byla dokumentována i v původní studii Ramey a Zubairy (2018), kvantitativní rozdíly byly pro delší americké časové řady méně výrazné. To poukazuje na limity dané metodologie při aplikaci na krátké časové řady, což odpovídá i výchozí motivaci zmíněné studie, v níž autorky zdůrazňují nutnost delších časových řad – konkrétně konstruují čtvrtletní dataset sahající až do roku 1889.

Závěry

Tato studie ukazuje, že výdajové multiplikátory v podmínkách České republiky jsou ve většině případů kladné, přičemž v recesi bývají systematicky vyšší než v expanzi.

V případě lineárních multiplikátorů činí průměrný roční multiplikátor napříč specifikacemi 0,98, zatímco dvouletý dosahuje hodnoty 1,26. Po omezení datového vzorku do roku 2019 klesají odpovídající odhady na 0,61 (roční) a 0,89 (dvouletý). Při zohlednění závislosti

na hospodářském cyklu vychází multiplikátor v expanzi typicky nižší, v některých specifikacích až záporný, zatímco v recesi je výrazně vyšší a efekt období pandemie Covid-19 se ztrácí. V základním scénáři činí roční multiplikátor v expanzi 0,31 a v recesi 0,78; dvouletý pak odpovídá hodnotám 0,82 (expanze) a 1,73 (recese).

Vzhledem k rozsáhlé variabilitě výsledků napříč uvažovanými modelovými specifikacemi je však nezbytné interpretovat tyto hodnoty s opatrností, a to vždy ve vztahu ke konkrétnímu scénáři, z něhož byly odvozeny.

Z výsledků rovněž vyplývá, že pokud analýza vychází z výdajové a daňové skladby s nízkým počtem položek – konkrétně výdajů na mzdy zaměstnanců, mezispotřebu a investice do hrubého kapitálu a daní z výroby, dovozu, příjmů a majetku – dosahuje multiplikátor v porovnání s detailnějšími skladbami spíše vyšších hodnot. Rozšíření skladby, ať již o další výdajové položky nebo daňové komponenty, zpravidla vede ke snížení odhadu, což naznačuje, že přidané položky vykazují nižší multiplikační účinek než původní komponenty. Například pokud oproti základnímu scénáři uvažujeme investice do hrubého fixního kapitálu a uvažujeme navíc transfery, povede to v obou aplikovaných analytických přístupech k poklesu hodnoty multiplikátoru.

V kontextu stavově podmíněných multiplikátorů se ukazuje jako klíčové riziko samotná konstrukce proměnné identifikující stav nevyužitých zdrojů v ekonomice. Jak ukazují výsledky pro ČR, volba konkrétního měřítka – ať již pravděpodobnosti recese, míry vysoké nezaměstnanosti, nízkých úrokových sazeb či jejich kombinace – významně ovlivňuje velikost a směr odhadnutého multiplikátoru v různých fázích cyklu. Obzvláště nestabilní jsou výsledky pro specifikace zahrnující nízké úrokové sazby nebo kombinaci nízkých sazeb a vysoké nezaměstnanosti, přičemž klíčovým omezením této analýzy je skutečnost, že taková období jsou v dostupném vzorku zastoupena pouze dvěma případy.

Z hlediska spotřebitelské perspektivy je zajímavým zjištěním, že očištění nominálních veličin pomocí indexu HICP vede systematicky k vyšším odhadům multiplikátoru, což podtrhuje význam volby cenového indexu při konstrukci reálných veličin pro fiskální analýzu.

Literatura

Ambriško, R., Augusta, V., Hájková, D., Král, P., Netušilová, P., Říkovský, M., & Soukup, P. (2012). *Fiscal discretion in the Czech Republic in 2001–2011: Has it been stabilizing?* (Research and Policy Note No. 2012/01). Czech National Bank.

Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27.

Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368.

Crespo Cuaresma, J., Eller, M., & Mehrotra, A. (2011). The economic transmission of fiscal policy shocks from western to eastern Europe. *BOFIT Discussion Papers*, 12/2011. Bank of Finland.

- Čapek, J., & Crespo Cuaresma, J. (2020). We just estimated twenty million fiscal multipliers. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(3), 483–502.
- Čapek, J., Crespo Cuaresma, J., Holler, J., & Schuster, P. (2022). Fiscal multipliers in a small open economy: The case of Austria. *Oxford Economic Papers*, 74(2), 412–430.
- Franta, M. (2012). *Macroeconomic effects of fiscal policy in the Czech Republic: Evidence based on various identification approaches in a VAR framework* (Working Paper No. 13/2012). Czech National Bank.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161–182.
- Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960–992.
- Muir, D., & Weber, A. (2013). *Fiscal multipliers in Bulgaria: Low but still relevant* (IMF Working Paper No. WP/13/49). International Monetary Fund.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1–50.
- Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850–901.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763–801.
- Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665–696.
- Štodt, D. (2025). *Non-linearity of government spending multiplier: The case of a small open economy* (CNB Working Paper No. 3/2025). Czech National Bank.