

Metodika predikce tvorby hrubého fixního kapitálu v ČR

Zdeněk Pikhart

Metodika predikce tvorby hrubého fixního kapitálu v ČR
Zdeněk Píkhart

edice Metodické kompendium

Ministerstvo financí ČR
Letenská 15, 118 10 Praha 1

první vydání, Praha 2019

E-mail: Zdenek.Pikhart@mfcz.cz

ISBN 978-80-7586-015-6 (on-line)

Elektronický archiv:
<http://www.mfcz.cz/studie>

Metodika predikce tvorby hrubého fixního kapitálu v ČR

Zdeněk Píkhart

Obsah

Úvod a shrnutí	1
1 Přehled literatury	2
2 Charakteristika agregátu tvorby hrubého fixního kapitálu	3
3 Popis modelů aplikovaných na data ČR	6
Přehled literatury a použitých zdrojů.....	14

Edice Metodické kompendium seznamuje veřejnost s metodickými přístupy Ministerstva financí České republiky v oblastech makroekonomických a fiskálních analýz, prognóz a projekcí.

Rádi přivítáme relevantní připomínky nebo náměty, které poslouží ke zkvalitnění publikace. Případné připomínky prosím zasílejte na adresu autora publikace.

Úvod a shrnutí

Tvorba hrubého fixního kapitálu tvoří v České republice přibližně 25–30 % hrubého domácího produktu, jde tedy o jeho podstatnou výdajovou složku. Jedná se o agregát, který je ve své většině výsledkem rozhodování firem a domácností. Obecně investice do fyzického kapitálu představují silně procyklickou veličinu, která z kvalitativního hlediska dobře postihuje výkyvy ekonomiky. Vzájemné vztahy mezi reálným výstupem a investicemi do fyzického kapitálu jsou dlouhodobě předmětem teoretického i empirického výzkumu. Současně platí, že jde o veličinu z podstaty silně volatilní, neboť investiční rozhodování, charakteristické svou intertemporální povahou, je značně ovlivněno očekáváním ekonomických subjektů.

V teoreticky a především analyticky orientovaném výzkumu, ve smyslu dozadu hledících modelů, si lze představit poměrně širokou škálu ekonomických veličin, které mohou být zvažovány při konstrukci ekonometrického modelu pro tvorbu hrubého fixního kapitálu. Skutečnost, že konstruueme model predikční, navíc pro krátkodobý horizont, vyžaduje použití čtvrtletních dat, což značně omezuje možnosti volby ekonomických proměnných a vede k preferenci takových proměnných, které do modelu budou vstupovat se zpožděním.

Kvantitativní zachycení a predikce tvorby hrubého fixního kapitálu je komplikována náchylností investiční aktivity na šoky reálných i finančních proměnných a změny sentimentu. Variantou predikce investic je jejich zachycení v rámci strukturálního modelu. Tento přístup nabízí výhodu ve vzájemné interakci proměnných, což může být blíže realitě. Na druhou stranu od reality strukturální model vzdalují nutná zásadní zjednodušení ve vysvětlení složitých jevů odrážející se v omezení počtu vztahů dílčích veličin (např. právě tvorby hrubého fixního kapitálu), protože zásadní je propojenost a konzistence modelu z hlediska celku. Druhým podstatným omezením strukturálních modelů je jejich nutné vystavění na vybrané výseči ekonomické teorie, kdy např. modely všeobecné rovnováhy z podstaty abstrahují od poptávkových akceleračně-multiplikačních teorií krátkého období, ačkoli právě ty mohou být při výkyvu ekonomické aktivity pro predikci investic směrodatné. Dílčí modely redukované formy založené na ekonometrických metodách uvedenými omezeními trpět nemusí, mohou si proto dovolit stavět vysvětlení vývoje investic na více různých teoriích a vztazích, neboť právě chování ekonomických agentů se může dle pozice ekonomiky v cyklu významně odlišovat.

V metodice jsou představeny dílčí modely odhadu tvorby hrubého fixního kapitálu Ministerstva financí České republiky. Do modelů byly zakomponovány nejen ekonomické fundamenty zachycující hospodářský cyklus a nastavení měnové politiky, ale také cyklus spolufinancování investic z prostředků Evropské unie, který hraje významnou roli především na přelomech programových období. Z porovnání modelů vychází přesněji odhad celkového agregátu tvorby hrubého fixního kapitálu oproti oddělenému přístupu predikce dílčích složek. Dodejme, že neméně podstatnou složkou, která přispívá k volatilitě odhadované časové řady, je fakt, že se jedná o agregát, který podléhá ze strany Českého statistického úřadu značným revizím. Korektní přístup by tak vyžadoval při odhadu modelu vynechat přibližně dva poslední roky časové řady, což je možné v teoretickém nebo analyticky laděném akademickém výzkumu, nikoliv však při tvorbě modelu, který má sloužit pro praktický odhad dané veličiny v nejbližším období.

Nejlépších predikčních výsledků dosahuje vektorový autoregresní model s přidáním exogenních proměnných. Mezi endogenními proměnnými figuruje tvorba hrubého fixního kapitálu, hrubý provozní přebytek, mezera výstupu, dokončená bytová výstavba a index měnových podmínek. Ekonomický výkon eurozóny, investice sektoru vládních institucí z národních zdrojů a spolufinancované z fondů EU představují exogenní proměnné. Jednorovnicové regresní modely za uvedeným přístupem mírně zaostávají, ale také ony poskytují solidní predikční výstupy. Skladba vysvětlujících proměnných je u nejpřesnějšího regresního modelu obdobná s výjimkou odstranění hrubého provozního přebytku a nahrazení mezery výstupu využitím výrobních kapacit v průmyslu. Nejvhodnější je kombinace vektorového autoregresního a lineárního regresního modelu, vážená dle normované převrácené hodnoty chybovosti dílčích modelů, která dosahuje nejtěsnějších odhadů průběhu investiční aktivity.

Metodika predikce tvorby hrubého fixního kapitálu v České republice je členěna do tří částí. V první kapitole jsou stručně shrnuty hlavní teoretické a empirické přístupy k vysvětlení průběhu investiční aktivity. Následuje charakteristika agregátu v prostředí České republiky z hlediska průběhu, struktury i věcných a sektorových příspěvků k růstu. Závěr publikace se věnuje popisu, struktuře a výstupům modelů zkonstruovaných k predikci tvorby hrubého fixního kapitálu v podmínkách malé a otevřené české ekonomiky.

1 Přehled literatury

Ekonometrické modely tvorby hrubého fixního kapitálu se snaží zachytit především vlivy v podobě ceny fixního kapitálu, vlastních i cizích zdrojů financování a míry nejistoty ekonomického prostředí. Teoretické a ekonometrické modely standardně rozvíjejí původní Tobinův model investic do fyzického kapitálu, dle kterého se vymezuje cena fyzického kapitálu jako tzv. Tobinovo Q. Adda a Cooper (2003) rozpracovávají základní i pokročilejší verze modelů, které uvažují různé specifikace reprodukční hodnoty aktiv a také např. otázku prohibitivně vysokých alternativních nákladů. V odkazovaném textu poukazují na podmínky ztotožnění tzv. mezního a průměrného Tobinova Q, které je prakticky automaticky předpokládáno a cena investic se pak vyjadřuje poměrem tržní a nominální (účetní) hodnoty kapitálu firmy. Empirický model, který vedle mechanismu akcelérátoru (vlivu výstupu ekonomiky na investice do fyzického kapitálu) řeší vyjádření a odhad vlivu ceny kapitálových statků, prezentuje Bean (1981). Na čtvrtletních datech není možné najít vhodné zachycení účetní hodnoty kapitálu na agregátní úrovni, navíc i tržní hodnota měřená burzovním indexem by v případě české ekonomiky vyvolávala oprávněně značné pochybnosti, neboť český kapitálový trh postihuje pouze malou část firem působících v ČR.

Podstatnou charakteristikou empirických modelů je využití vhodného zachycení interních zdrojů, které slouží k realizaci investic do fyzického kapitálu. Mezi příklady takových modelů odkazujeme na Cuthbertsona a Gasparra (1993), Carrutha et al (1998) a Drivera et al (2005). Tomuto faktoru věnujeme proto pozornost i v našem modelu.

Feldstein (1994) analyzuje vliv zahraničních investic na domácí kapitálovou zásobu ve Spojených státech amerických, přičemž v krátkodobém horizontu se příliv zahraničního kapitálu přímo promítá do růstu investiční aktivity a v dlouhém období stimuluje tvorbu nových investic z domácích zdrojů. V českém prostředí nebyl krátkodobý vztah mezi přímými zahraničními ani portfoliovými investicemi a tvorbou hrubého fixního kapitálu prokázán. Příliv zahraničních investic do ČR je značně volatilní a svou podstatou se jedná o finanční investice, které se ve fyzické tvorbě hrubého fixního kapitálu projevují velmi nerovnoměrně. Dlouhodobě sice příliv zahraničních investic kapitálovou zásobu v ČR zvyšuje, avšak kvantifikace pro účely krátkodobé a střednědobé projekce investic v rámci hospodářského cyklu není v modelech uskutečnitelná.

Kučera (2018) pomocí kointegračního modelu korekce chyb provedl verifikaci zdrojů variability investic v české ekonomice. Zásadní determinantou je agregátní poptávka silně ovlivněná exogenními faktory, která spouští mechanismus akcelérátoru investic. Z důvodu otevřenosti české ekonomiky hraje významnou roli měnový kurz. A směrodatný je také vliv úrokových sazeb, byť v podstatně slabším rozsahu, než předpokládá ekonomická teorie hlavního proudu, jež je reflektována v rámci DSGE modelů. Závěry ohledně slabšího efektu úrokových sazeb oproti měnovému kurzu, stejně jako silný vliv vnějšího prostředí na investiční aktivitu, byly v této studii potvrzeny.

Vliv nejistoty ekonomického prostředí na investiční aktivitu je dlouhodobě zkoumaným problémem, jehož počátek, alespoň z pohledu současné makroekonomické teorie, můžeme vztáhnout k článku Pindycka (1988), který na investiční projekt nahlíží jako na opci, jež představuje možnost odložení jeho realizace. Rostoucí míra nejistoty ekonomického prostředí potom zvyšuje hodnotu takovéto opce, a firmy proto upřednostňují odklad investic do fyzického kapitálu. Problémem vztahu nejistoty a investic do fyzického kapitálu se dále podrobně a z více hledisek zabývají přehledové studie Caballero (1997) a Caballero a Engel (1998).

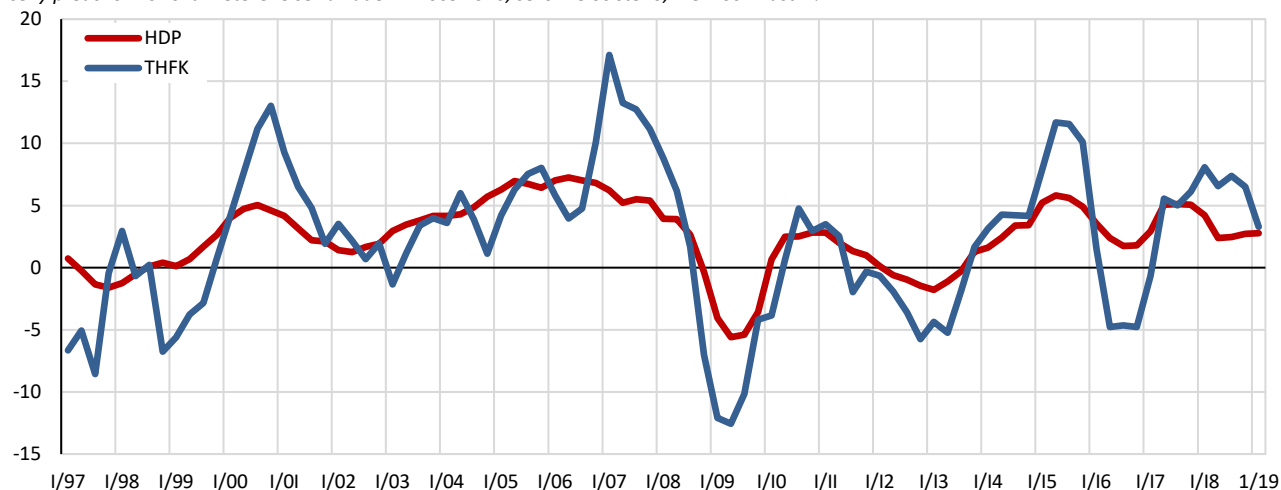
Bernanke a kol. (1996) rozpracovali koncept tzv. finančního akcelérátoru, kdy kromě nepříznivého vlivu ekonomických šoků snižují investiční aktivitu také nárůsty rizikových přírážek na úrokových mírách, které dále zhorší přístup firem k úvěrům. V níže prezentovaných modelech je případný efekt růstu rizikových přírážek ošetřen vložením mezibankovních úrokových sazeb do indexu měnových podmínek. Např. na konci roku 2008 krátce po propuknutí světové finanční krize vzrostl rozdíl mezi tříměsíčními mezibankovními a měnově-politickými sazbami během několika měsíců o více jak 1 p. b.

2 Charakteristika agregátu tvorby hrubého fixního kapitálu

Časová řada tvorby hrubého fixního kapitálu (THFK) se vyznačuje značnou volatilitou. Z Grafu 1 je patrná procykličnost investic do fyzického kapitálu. V období konjunktury před dopadem světové finanční krize na ČR investice do fixního kapitálu reálně značně rostly a na druhé straně v následujících recesích v roce 2009 a 2012-2013 významně klesaly. Na konci sledovaného časového období po roce 2014 převážil cyklus fondů Evropské unie, ve kterém vrcholilo spolufinancování investic z finanční perspektivy 2007–2013, a následně vzhledem k pozdnímu náběhu financování z nové perspektivy, došlo k výraznému poklesu. Pro srovnání variabilita meziročního růstu HDP ve stálých cenách zachycená směrodatnou odchylkou mezi rokem 1997 až 1. čtvrtletím roku 2019 činila 2,8 p. b., zatímco u THFK 6,0 p. b.

Graf 1: Investice a HDP

ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, meziroční růst v %

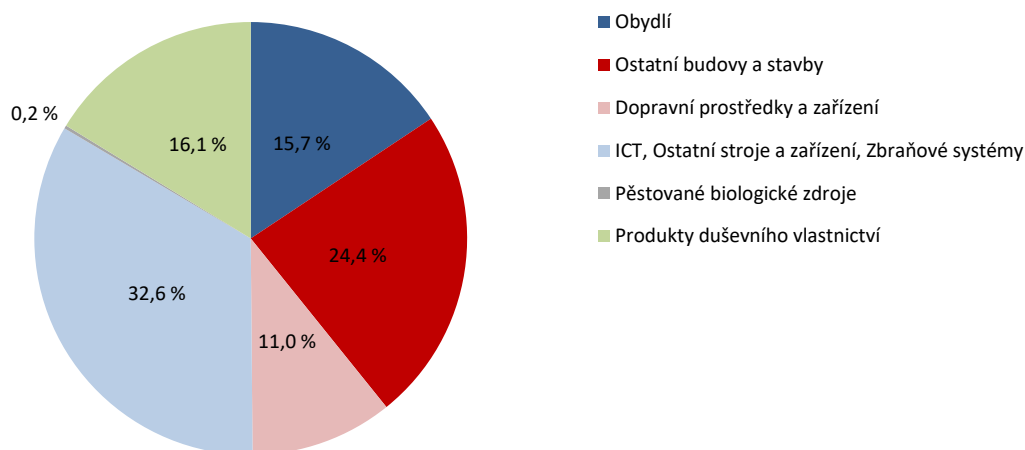


Zdroj: ČSÚ (2019).

Tvorbu hrubého fixního kapitálu lze dále rozčlenit na dílčí typy investic, kterými jsou: obydlí; ostatní budovy a stavby; dopravní prostředky a zařízení; informační technologie, ostatní stroje a zařízení, zbraňové systémy; pěstované biologické zdroje a produkty duševního vlastnictví.

Graf 2: Struktura investic v roce 2018

běžné ceny, % nominální tvorby hrubého fixního kapitálu



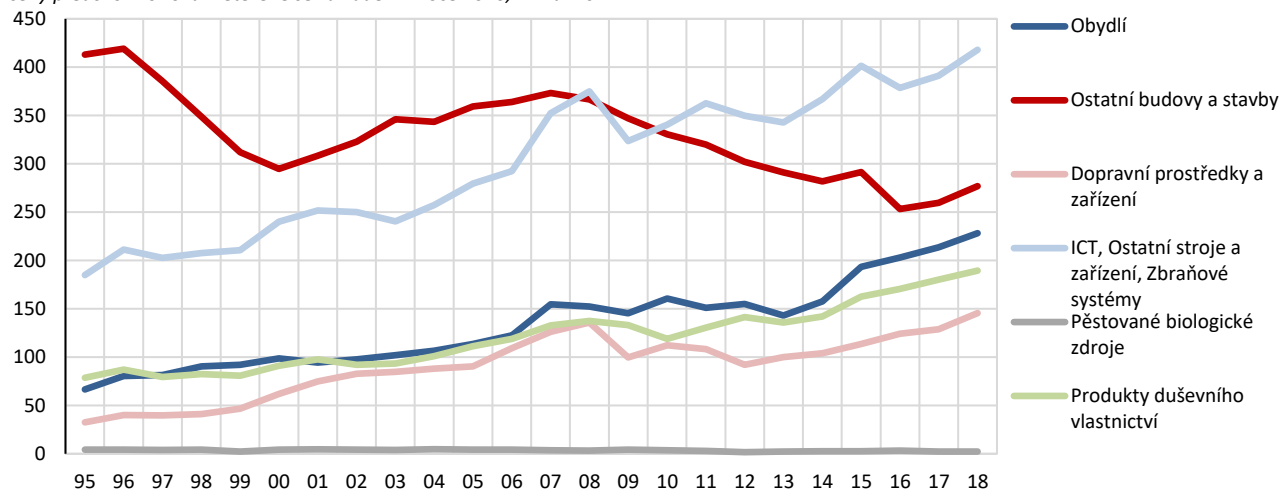
Zdroj: ČSÚ (2019).

Přibližně polovinu tvorby hrubého fixního kapitálu by bylo možné modelovat i na základě dílčích modelů jednotlivých typů investic, konkrétně obydlí, ostatních budov a staveb a dopravních prostředků a zařízení (Graf 2), což je dáno jak jasným vymezením daných subagregátů, tak rovněž tím, že je jejich vývoj možné vztáhnout ke konkrétnímu ekonomickému rozhodování, ke kterému je následně možné přiřadit vysvětlující ekonomické veličiny. To se naopak jeví

jako velice obtížné v případě investic do informačních technologií, ostatních strojů a zařízení, zbraňových systémů; pěstovaných biologických zdrojů a do produktů duševního vlastnictví. V případě prvního typu se jedná zejména o skutečnost, že není zřejmé, jak velké procento připadá na ostatní stroje a zařízení, pro které by ještě mělo smysl vysvětlující proměnné hledat. Proto se jeví jako vyloučené přistoupit k modelování tvorby hrubého fixního kapitálu formou bottom-up, tedy od dílčích složek věcné struktury k jeho celkovému objemu. Proti hovoří také fakt, že v rámci celého agregátu probíhají různé druhy substitucí v rámci složek i sektorů (viz Kapitola 3). Efekty vzájemného vytěsňování a kompenzace by pak dílčí modely velmi obtížně zachycovaly.

Graf 3: Úrovně složek investic

ceny předchozího roku zřetězené se základem v roce 2010, v mld. Kč

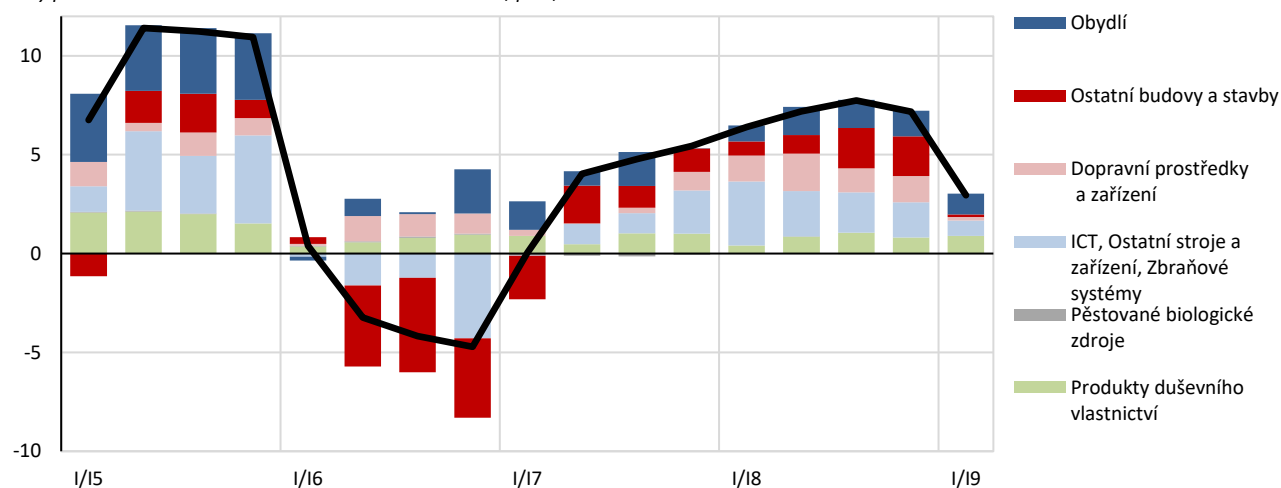


Zdroj: ČSÚ (2019).

Z vývoje úrovní odvětvových složek tvorby hrubého fixního kapitálu v čase (Graf 3) je patrná volatilita klíčové složky informačních technologií, ostatních strojů a zařízení a zbraňových systémů, ale především dlouhodobý trend růstu podílu této skupiny investic. Rovněž od roku 2008 do roku 2016 klesá podíl ostatních budov a staveb, který může souviset s útlumem výstavby dopravní infrastruktury v tomto období.

Graf 4: Příspěvky věcných složek fixního kapitálu k meziročnímu růstu investic

ceny předchozího roku zřetězené se základem v roce 2010, p. b., %



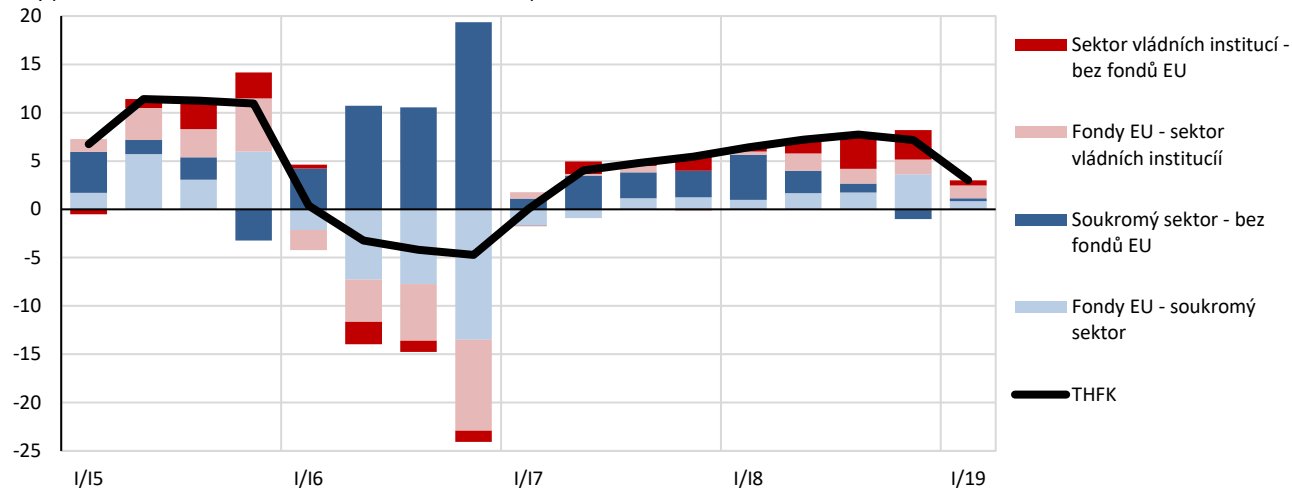
Zdroj: ČSÚ (2019).

Grafy 4 a 5 zachycují příspěvky věcných složek a sektorů k růstu reálné THFK. V roce 2015 byla vrcholící dynamika THFK ovlivněna převážně investiční aktivitou spolufinancovanou z fondů EU z finanční perspektivy 2007–2013, což se projevilo především v kladném příspěvku ostatních budov a staveb. Investice sektoru vládních institucí dále zvyšovala ve 4. čtvrtletí 2015 imputace finančního leasingu vojenských letadel. V roce 2016 vlivem vysoké srovnávací základny v předchozím roce a velmi pomalým náběhem investic spolufinancovaných z fondů Evropské unie z nové finanční perspektivy THFK meziročně poklesla. Z Grafu 5 je patrné, že úbytek kapitálových transferů z fondů EU do soukromých investic byl kompenzován zvýšeným příspěvkem národně financovaných soukromých investic. Je tedy zřejmé, že cyklus

spolufinancování z fondů Evropské unie má zásadní a dle sektorů nesymetrický dopad na dynamiku celkových investic do fixního kapitálu.

Graf 5: Příspěvky sektorů a fondů Evropské unie k meziročnímu růstu investic

ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, v p. b., %



Zdroj: ČSÚ (2019).

3 Popis modelů aplikovaných na data ČR

Do predikčních modelů byla zvolena řada celkové tvorby hrubého kapitálu z důvodu vyšší kvality modelů oproti použití některé skupiny dílčích složek fixních investic. Pro porovnání odhadů byla přidána rovněž řada THFK soukromého sektoru. Dále byly identifikovány hlavní veličiny, které mají, či mohou mít, vliv na investiční rozhodování firem. Mezi ně patří reálná ziskovost firem (použit hrubý provozní přebytek a smíšený důchod deflovaný deflátorem HDP), využití kapacit v průmyslu, bytová výstavba, mezera výstupu¹, indikátor důvěry v průmyslu, reálný HDP v eurozóně, reálný měnový kurz a index měnových podmínek (vyjadřuje váženou odchylku krátkodobých mezibankovních reálných úrokových sazeb a reálného kurzu od trendu, viz Graf 6). Reálný kurz i úrokové sazby deflované s použitím deflátoru HDP. Přidány jsou také kapitálové dotace z fondů EU do sektoru vládních institucí včetně národního financování a ostatní národně financované investice sektoru vládních institucí. Data z národních účtů a konjunkturálních průzkumů jsou sezónně očištěna. Všechna data jsou dle rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu stacionární. Tabulka 1 uvádí vstupní proměnné použité v predikčních modelech pro tvorbu hrubého fixního kapitálu včetně popisné statistiky. Údaje jsou na čtvrtletní bázi od 1. čtvrtletí 1997 (údaje o fondech EU od 1. čtvrtletí 2009) do 1. čtvrtletí 2019, resp. 2. čtvrtletí 2019 u indexu měnových podmínek a využití kapacit v průmyslu.

Na druhou stranu řadu proměnných nebylo možné z různých důvodů do modelů zařadit. Import investičních statků ve skupině SITC 7 je používanou indicií o průběhu investic v nejbližším čtvrtletí z důvodu dvouměsíčního publikačního předstihu před údaji z národních účtů. Nicméně použitelnost importu investičního zboží v rámci střednědobých predikčních modelů je výrazně limitována faktem silné multikolinearity s jinými vysvětlujícími proměnnými. Především je však import důsledkem investiční aktivity, jeho použití z titulu vysvětlující proměnné tak nedává ekonomický smysl.

Jednotkové mzdové náklady (nominální ani reálné) a korunové ceny ropy nemají vůči dynamice THFK vysvětlovací schopnost. Indikátor nerovnováhy na trhu práce, který může zachycovat možné substituce mezi užitím výrobních faktorů ve výrobním procesu, představuje počet nezaměstnaných na volné pracovní místo. Tato proměnná sice nepatrně zlepšuje vysvětlující schopnost modelu za minulost, nicméně pro predikci není využitelná, neboť počet volných pracovních míst není ze strany MF ČR ani dalších institucí predikován.

Rozpětí mezi výnosem do splatnosti státních dluhopisů s dlouhou a krátkou splatností, které by vyjadřovalo očekávání finančních trhů, nebylo možné použít kvůli netržnímu ovlivnění dlouhého konce výnosové křivky v důsledku masivního kvantitativního uvolňování ze strany hlavních světových centrálních bank. Na agregátní investiční aktivitu by měla mít vliv také míra systematického rizika v ekonomice, kterou je možné zachytit jako rozdíl tržního výnosu od výnosu bezrizikového aktiva. Pro rozvinuté akciové trhy tak lze použít jako reprezentanta tržního výnosu široce definovaný akciový index. Z důvodu nízké tržní kapitalizace akciového trhu v ČR tento přístup použít nelze. Kreditní a měnové riziko, které je pro malou otevřenou ekonomiku relevantní, je implicitně obsaženo v použitém indexu měnových podmínek, jež používá tříměsíční mezibankovní úrokové míry.

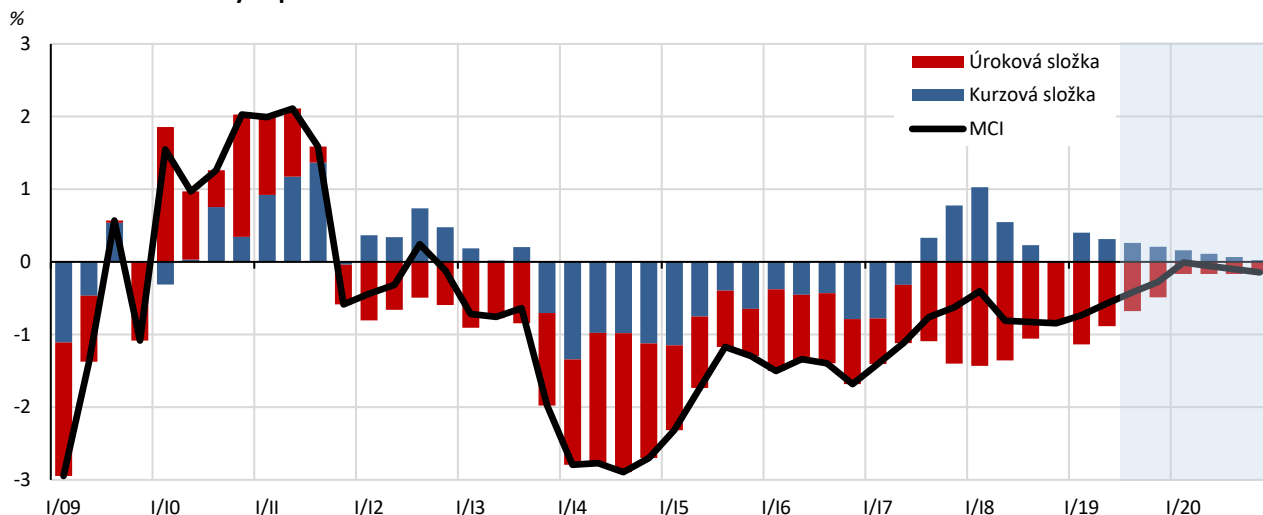
Tabulka 1: Vstupní proměnné v modelech

proměnná		zkratka	prům.	směr. odch.	Jarque-Bera	ADF
reálná THFK	mzr. růst v %	GFCF	1,99	6,06	0,47	-4,64***
reálná THFK soukromého sektoru	mzr. růst v %	GFCF_PRIV	2,97	6,91	22,15***	-3,37**
reálný hrubý provozní přebytek a smíšený důchod	mzr. růst v %	PROF	2,35	3,44	2,61	-3,56***
využití kapacit v průmyslu	mzr. růst v %	CAPUT	0,25	3,69	194,94***	-5,93***
indikátor důvěry v průmyslu	saldo	CIIND	-5,34	8,90	19,96***	-3,77***
reálný HDP v eurozóně	mzr. růst v %	EA_GDP	1,52	1,79	132,12***	-4,52***
počet zahájené bytové výstavby	mzr. růst v %	BYTY_ZAH	1,16	15,02	1,03	-2,47**
počet dokončené bytové výstavby	mzr. růst v %	BYTY_DOK	3,88	16,02	0,27	-4,33***
přísp. EU fondů sektoru vládních institucí k mzr. růstu THFK	v p. b.	EU_GOV	0,12	2,34	15,76***	-2,88*
přísp. národních investic sektoru vládních institucí k mzr. růstu THFK	v p. b.	GFCF_GOV	-0,42	2,12	2,82	-3,94***
mezera výstupu	%	OG	-0,12	2,30	4,17	-3,51***
odchylka reálného měnového kurzu od trendu	%	RER	-0,19	3,08	22,73***	-2,98**
index měnových podmínek	%	MCI	-0,06	1,66	1,447	-4,09***

Pozn: Jarque-Berův test normálního rozdělení pravděpodobnosti s nulovou hypotézou normálního rozdělení. ADF je rozšířený Dickey-Fullerův test jednotkového kořene s nulovou hypotézou o přítomnosti jednotkového kořene. *, **, *** značí zamítnutí nulové hypotézy na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. Mzr. = meziroční.

Zdroj: ČSÚ (2019), ČNB (2019), MF ČR (2019), vlastní výpočty.

¹ Dle Cobbovy-Douglasovy produkční funkce, výpočet MF ČR (2019).

Graf 6: Index měnových podmínek

Pozn.: Plusové hodnoty značí utažení měnových podmínek, tedy restriktivní měnovou politiku, vice versa.

Zdroj: ČNB (2019), MF ČR (2019).

Tabulka 2 zobrazuje zkonstruované predikční modely THFK. Pro odhad soukromých investic do fixních aktiv je použit lineární regresní model odhadnutý metodou nejmenších čtverců. Zpožděná tempa růstu vysvětlované proměnné byla do modelu přidána k odstranění autokorelace reziduí. Soukromou investiční aktivitu statisticky významně vysvětluje úroňová konstanta, indikátor důvěry v průmyslu, zpožděný index měnových podmínek a zpožděný růst HDP v eurozóně. Indikátor důvěry, který není ze strany MF ČR ani jiných institucí predikován, je také důvodem, proč je model použitelný pouze pro odhad publikačního předstihu před zveřejněním sektorových národních účtů. Regresní koeficienty mají intuitivní znaménka. Časová řada je v době tvorby analýzy dostupná od roku 2000 do 1. čtvrtletí 2019. Uvedené scénáře slouží pro účely studie výhradně k představení predikční metody, výstupy jsou každé čtvrtletí aktualizovány. V modelech není přítomna autokorelace reziduí, ani heteroskedasticita.

Pro predikci celkové THFK jsou zkonstruovány lineární regresní modely odhadnuté metodou nejmenších čtverců a vektorový autoregresní model (VAR) dle Lutkepohl (2005). Nejlepších výsledků dosahuje VAR model a s určitým odstupem regresní model OLS1 se zpožděnou zahájenou bytovou výstavbou, která vykazuje roční předstih před vývojem investic, což je však také limitujícím faktorem z hlediska dosahu predikce (omezení na 4 čtvrtletí dopředu). Regresní model OLS2 bez bytové výstavby tímto problémem netrpí a za cenu mírně vyšší chybovosti proti OLS1 umožňuje prodloužení predikčního horizontu. Ve zbytku Tabulky 2 jsou prezentovány také alternativní modely s nahrazením indexu měnových podmínek odchylkou reálného měnového kurzu od trendu (OLS3) a také model s mezerou výstupu namísto změny využití kapacit (OLS4). Pro srovnání je přidán také model ARMA odhadnutý metodou maximální věrohodnosti.

Modely celkové THFK dávají lepší predikční výsledky oproti modelu pouze soukromé investiční aktivity právě z důvodu zahrnutí širšího počtu proměnných, jejichž vysvětlující schopnost se pro čistě soukromé investice nepodařila prokázat. Jedná se především o vliv fondů Evropské unie a investic sektoru vládních institucí. Tento přístup uplatnili také Ribeiro a kol. (2001), kteří doložili, že modelování celkových investic společně s THFK sektoru vládních institucí lépe vysvětluje ekonomickou realitu. Mezi další vysvětlující proměnné patří zahájená bytová výstavba, využití kapacit v průmyslu (resp. mezeru výstupu), zpožděný index měnových podmínek (resp. odchylka reálného měnového kurzu) a růst HDP v eurozóně. Přidáním vlivu EU fondů se však počet pozorování zkrátil, časová řada je tak dostupná pouze od roku 2009. Model je pro predikci THFK využitelný v případě přidání vysvětlujících proměnných z Makroekonomické predikce MF ČR (2019). Proměnné mají intuitivní znaménka, kde je kvantifikován záporný vztah mezi měnovými podmínkami a THFK, v ostatních případech je vztah dle očekávání pozitivní. V modelu není přítomna autokorelace reziduí, ani heteroskedasticita. Model se zahrnutím indexu měnových podmínek poskytuje přesnější odhad proti modelu pouze s odchylkou reálného měnového kurzu, protože také úrokové sazby mají z podstaty způsobu financování i obětovaných příležitostí na investiční rozhodování vliv, avšak v prostředí malé otevřené ekonomiky slabší než měnový kurz.

Zajímavý je vliv EU fondů na celkovou investiční aktivitu. Fondy Evropské unie plynoucí do soukromých investic měly v modelu téměř nulový, statisticky silně nevýznamný, koeficient, nenavysují tedy celkový agregát THFK. Investiční rozhodnutí soukromého sektoru se tedy zpravidla řídí ekonomickými fundamenty, kterými jsou očekávání využití kapacit

(predikované hodnoty odvozené od predikce mezery výstupu²), ziskovosti, vývoje v zahraničí a měnových podmínek. Případné využití EU fondů tak spíše ovlivní strukturu financování investičních projektů než celkový objem investic. Nutno podotknout, že výsledky mohou být ovlivněny zkoumaným obdobím, kdy se od roku 2009 česká ekonomika nacházela převážně v prostředí s nevyužitými zdroji. Firmy s přebytečnými kapacitami proto využily kapitálové dotace k úspoře v ostatních výdajích. Chování podniků s nedostatečnými výrobními kapacitami však může být odlišné, což bude předmětem dalšího výzkumu v prostředí déletrvající kladné mezery výstupu.

Kapitálové dotace z fondů Evropské unie do sektoru vládních institucí včetně národního financování naopak THFK významně navyšují, a to přibližně jednotkově. Jinými slovy kapitálové transfery z EU pro sektor vládních institucí vyvolají také financování projektů sektoru vládních institucí z národních zdrojů, které není kompenzováno poklesem ostatních investic tohoto sektoru (míra spolufinancování z EU fondů ve výši 85 %). Navýšení investic sektoru vládních institucí z národních zdrojů ve výši 1 % z celkové THFK zvýší celkový agregát mezi 0,7-0,8 %, což při přibližně 15% dovozní náročnosti investic sektoru vládních institucí³ odpovídá průměrné výši multiplikátoru vládních investic 0,6-0,7.

Stěžejním modelem použitým nejen k predikci tvorby hrubého fixního kapitálu, ale také ke kvantifikaci odezev na šoky ostatních proměnných, je VAR model. Bylo provedeno 41 pozorování při nastavení 2 zpoždění ve shodě s většinou informačních kritérií. Žádná dodatečná strukturální omezení nebyla vzhledem k povaze modelu přidávána. Mezi endogenní proměnné byla zařazena celková tvorba hrubého fixního kapitálu, ziskovost, mezera výstupu, dokončená bytová výstavba a měnové podmínky. Mezi exogenní proměnné, kde je uvažován pouze jednostranný vztah na THFK, vstupují růst HDP v eurozóně, EU dotace do sektoru vládních institucí včetně národního financování a ostatní národně financované investice vládního sektoru. VAR má normální rozdělení reziduí a není přítomna jejich autokorelace, ani heteroskedasticita. VAR model oproti regresnímu odhadu nabízí sofistikovanější vzájemnou reakci endogenních proměnných v rámci modelu, což je zpravidla blíže realitě oproti izolovanému jednorovnicovému přístupu. Z toho důvodu má VAR model nižší průměrnou chybovost (RMSE 1,24) oproti nejlepšímu regresnímu odhadu (OSL1 s RMSE 1,54).

² V průběhu roku 2017 došlo k rozvolnění vztahu mezi využitím výrobních kapacit v průmyslu a mezerou výstupu, což svědčí o značně asymetrickém využití výrobních faktorů v souvislosti s rekordně nízkou mírou nezaměstnanosti. Tento stav přetrvává i v roce 2019. Predikce využití kapacit v průmyslu v době publikace předpokládá návrat obnovení kladné korelace mezi veličinami, a návrat k symetrickému využití výrobních faktorů. Tento předpoklad je však zatížen značnými riziky.

³ Je předpokládána podobná míra dovozní náročnosti THFK sektoru vládních institucí jako u jejich výdajů na konečnou spotřebu, která je dle input-output tabulek ČSÚ (2019) cca 15 %.

Tabulka 2: Modely investic
Regresní modely celkových investic

GFCF	OLS1	OLS2	OLS3	OLS4	ARMA ML
zahájená bytová výstavba (-4)	0,03 * (0,02)				
využití kapacit v průmyslu	0,47 *** (0,09)	0,44 *** (0,09)	0,41 *** (0,10)		
mezera výstupu				0,39 ** (0,18)	
měnové podmínky (-3)	-0,56 *** (0,18)	-0,62 *** (0,17)		-0,83 *** (0,22)	
odchylka reálného kurzu (-3)			-0,32 ** (0,12)		
HDP v eurozóně (-1)	1,15 *** (0,18)	1,18 *** (0,19)	1,27 *** (0,20)	1,69 *** (0,18)	
fondy EU - vládní sektor	1,00 *** (0,11)	0,98 *** (0,10)	1,02 *** (0,11)	1,01 *** (0,13)	
národní THFK - vládní sektor	0,68 *** (0,15)	0,77 *** (0,15)	0,81 *** (0,16)	0,28 * (0,19)	
AR(1)					0,78 *** (0,08)
MA(1)					0,44 *** (0,12)
pozorování	41	41	41	41	89
adj. R-squared	0,93	0,93	0,92	0,89	0,76
AIC	4,00	4,01	4,13	4,46	5,05
Durbin-Watson stat.	2,14	2,06	2,11	1,81	1,99
RMSE	1,54	1,60	1,69	1,99	2,89

Regresní model soukromých investic

GFCF_PRIV	OLS
konstanta	1,89 ** (0,85)
soukromá THFK (-1)	0,50 *** (0,12)
soukromá THFK (-2)	-0,28 *** (0,09)
důvěra v průmyslu	0,28 *** (0,08)
měnové podmínky (-2)	-0,46 ** (0,22)
HDP v eurozóně (-1)	1,08 ** (0,43)
pozorování	75
adj. R-squared	0,83
AIC	5,02
Durbin-Watson stat.	2,04
RMSE	2,23

VAR model celkových investic

VAR model	
endogenní proměnné	THFK hrubý provozní přebytek mezera výstupu dokončená bytová výstavba měnové podmínky
exogenní proměnné	HDP v eurozóně fondy EU - vládní sektor národní THFK - vládní sektor
pozorování	41
zpoždění	2
LM test na autokorelaci (zpoždění 1-5)	32,01 21,65 17,55 30,90 40,47
Jarque-Bera	3,77
AIC	19,23
RMSE	1,24

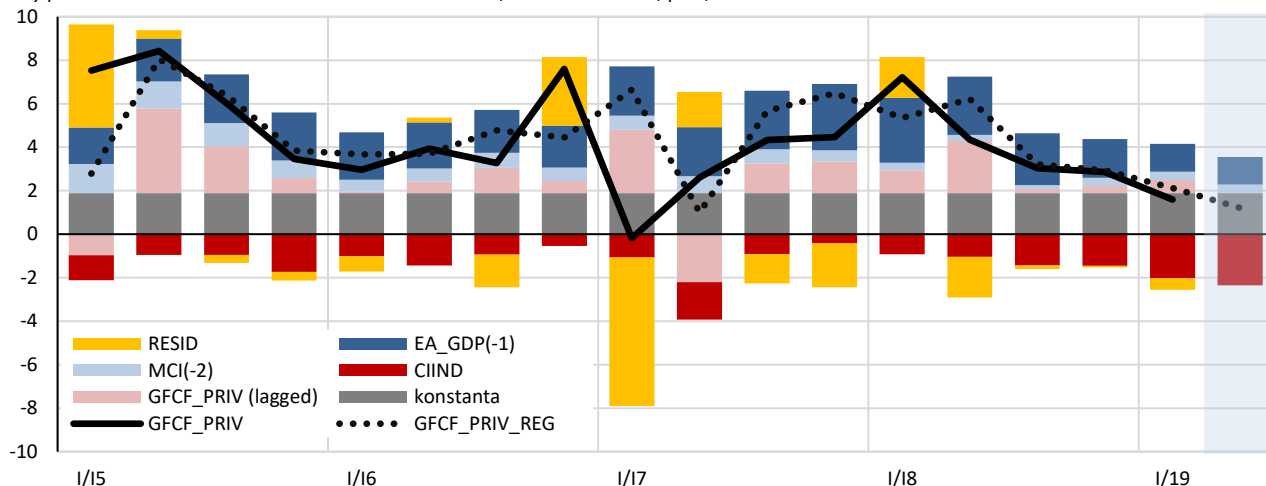
Pozn.: *, **, *** značí zamítnutí nulové hypotézy (vysvětlující proměnná je statisticky nevýznamná) na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. Hodnoty v závorkách znázorňují střední chybu průměru (Standard Error of Mean). LM statistika je založena na Lagrangeových multiplifikátorech, jedná se o test na autokorelaci reziduí s nulovou hypotézou o nekorelovaných reziduích na 1–5 zpožděních. Jarque-Berův test udává normální rozdělení celého VAR modelu pod nulovou hypotézou, použita byla Choleskyho dekompozice. AIC je Akaiikovo informační kritérium. RMSE je odmocnina střední kvadratické chyby odhadu.

Zdroj: vlastní výpočty.

V Grafu 7, 8 a 9 je zobrazen regresní odhad meziročního růstu soukromé a celkové THFK s příspěvky hlavních vysvětlujících proměnných. Zpožděné hodnoty soukromé THFK jsou agregovány do jedné z důvodu lepší čitelnosti. Je na první pohled patrné, že chyby odhadu jsou citelně vyšší u modelu soukromých investic. Přesto je variabilita časové řady THFK v rámci struktury HDP relativně vysoká, i proto je konfidenční 99% interval spolehlivosti odhadu celkové THFK na predikci v ročním horizontu přibližně ± 4 p. b. (Graf 10)⁴.

Graf 7: Regresní model meziročního růstu reálné soukromé THFK

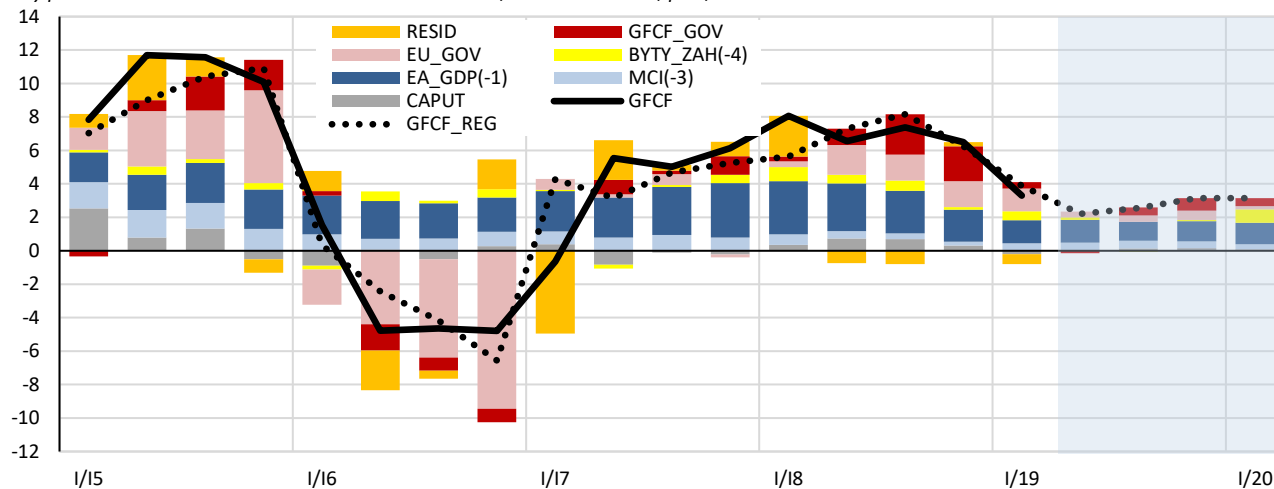
ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, p. b., %



Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

Graf 8: Regresní model meziročního růstu reálné celkové THFK se zahájenými byty (OLS1)

ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, p. b., %

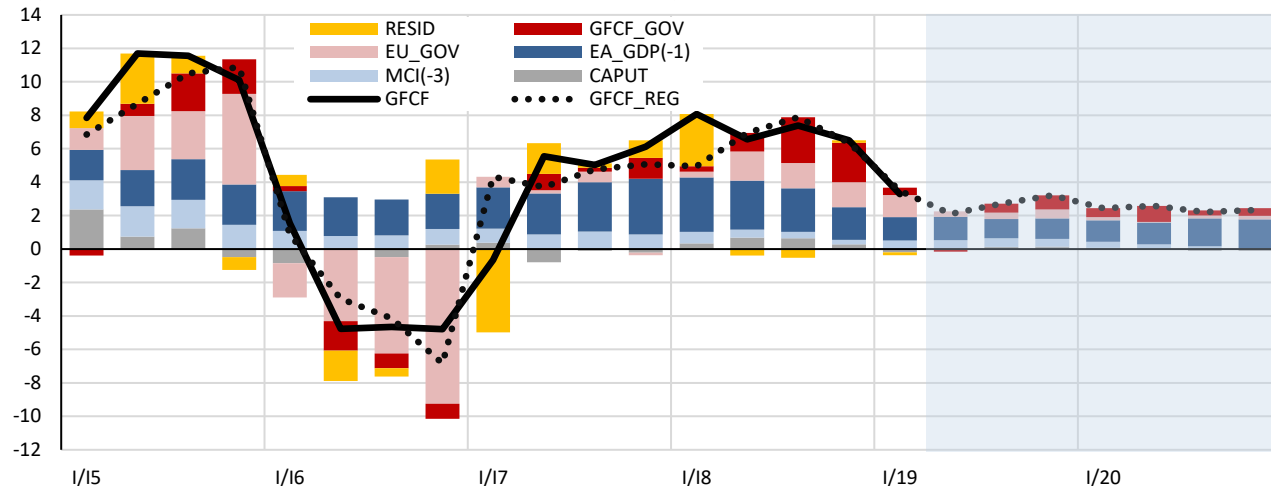


Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

⁴ Intervaly spolehlivosti jsou prezentovány na bázi VAR modelu, pro regresní odhad jsou vlivem relativně vyšší chybivosti modelu širší.

Graf 9: Regresní model meziročního růstu reálné celkové THFK (OLS2)

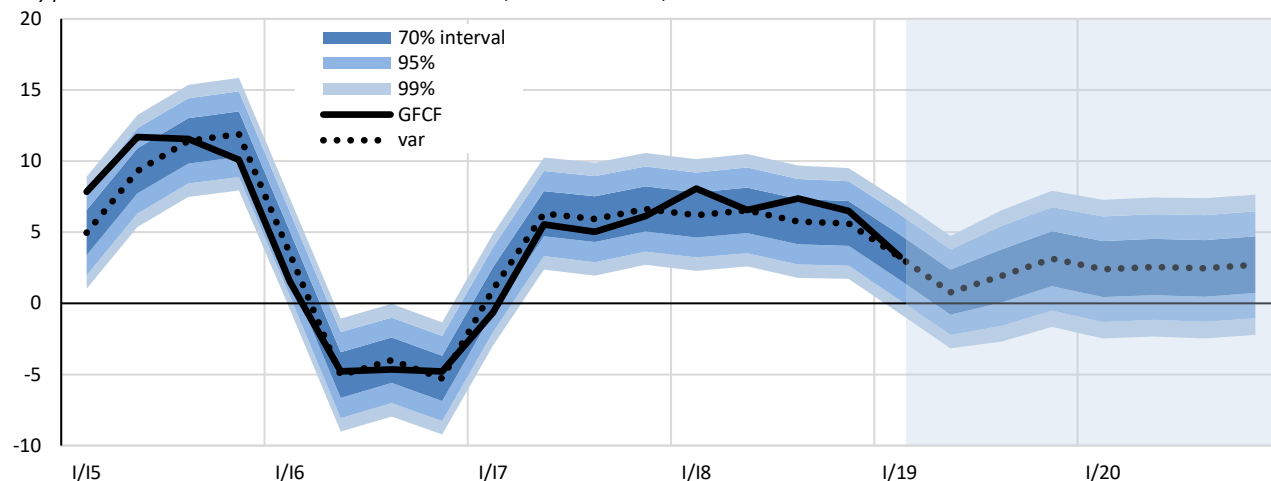
ceny předchozího roku zřetězené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, p. b., %



Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

Graf 10: Intervaly spolehlivosti VAR modelu meziročního růstu reálné celkové THFK

ceny předchozího roku zřetězené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, %

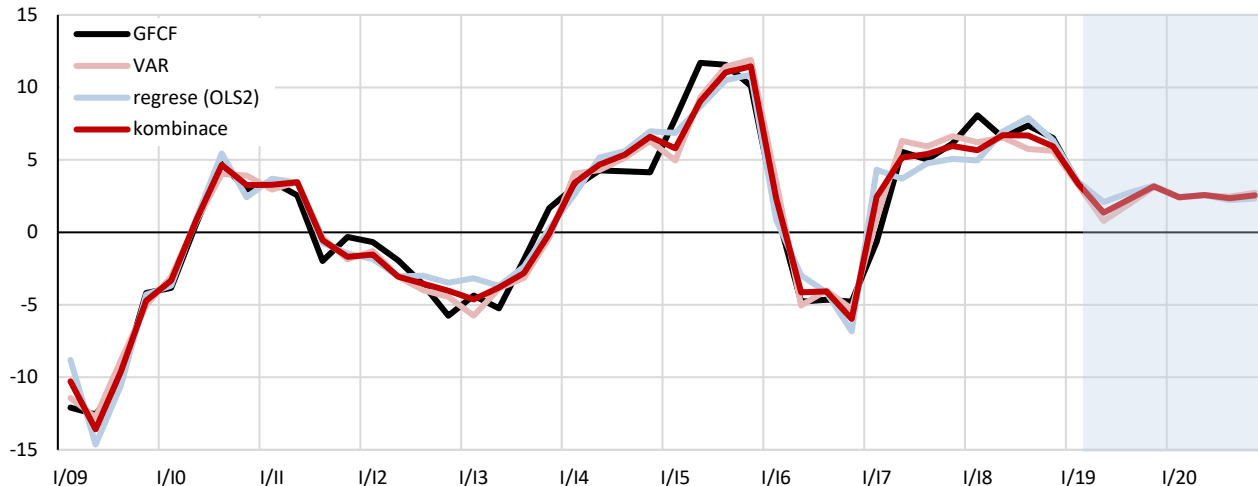


Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

V Grafu 11 je znázorněn výstup z predikčních modelů OLS2 a VAR v porovnání se skutečným meziročním růstem reálné tvorby hrubého fixního kapitálu. Oba modely predikovaly akceleraci investiční aktivity v roce 2017 i 2018 s následným výrazným zpomalením dynamiky v 1. čtvrtletí roku 2019. Průměrná absolutní odchylka regresního odhadu OLS2 od skutečnosti činí 1,60 p. b. a u VAR modelu 1,24 p. b. Ten má také výhodu v možnosti dynamické predikce několik čtvrtletí do budoucna bez vložení predikovaných hodnot ostatních proměnných. Vhodná je kombinace modelů vážené dle normované převrácené hodnoty RMSE, která dosahuje nejtěsnějších odhadů (RMSE 1,19).

Graf 11: Porovnání meziročních růstů reálné celkové THFK z modelových predikcí (OLS2 a VAR)

ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, %

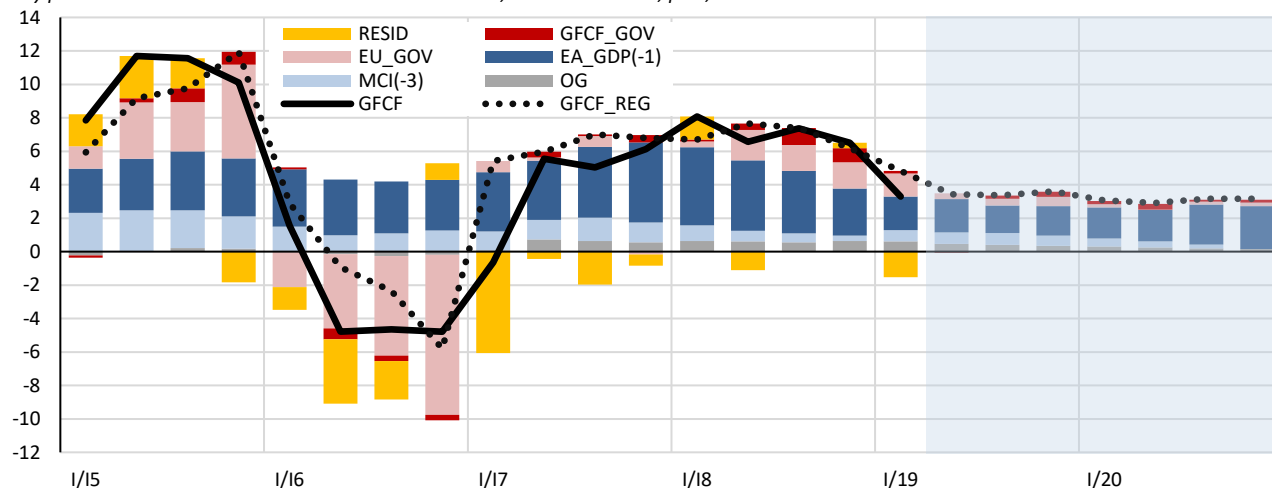


Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

Alternativou k regresnímu modelu OLS1 a OLS2 je model celkové THFK se zahrnutím mezery výstupu (OLS4) jako vysvětlující proměnné reprezentující vliv akceleratoru. Podstatou je nahrazení meziročního růstu využití kapacit právě cyklickou proměnnou v podobě odchylky skutečného reálného HDP od potenciálního výstupu. Ačkoli má model s mezerou výstupu mírně vyšší odchylky od skutečnosti (viz Tabulka 2), může poskytovat přesnější odhady v situacích vyšších a současně stabilních mezer výstupu. VAR model dosahuje dokonce s mezerou výstupu nižší chybovosti než s meziroční změnou využití výrobních kapacit. Logika je následující, nachází-li se ekonomika v inflačním pásmu nadprůměrně využitých výrobních faktorů, bude ekonomická situace stimulovat firmy ke zvýšení investiční aktivity. Naproti tomu model s meziroční dynamikou využití kapacit by takové zvýšení investic nezachytil, pokud by se nadprůměrně využití kapacit již dále nezvyšovalo. Přesnější odhad modelu OLS4 (Graf 12) oproti OLS2 je z uvedeného důvodu patrný právě v roce 2018.

Graf 12: Regresní model meziročního růstu reálné celkové THFK s mezerou výstupu (OLS4)

ceny předchozího roku zřetěžené se základem v roce 2010, sezónně očištěno, p. b., %



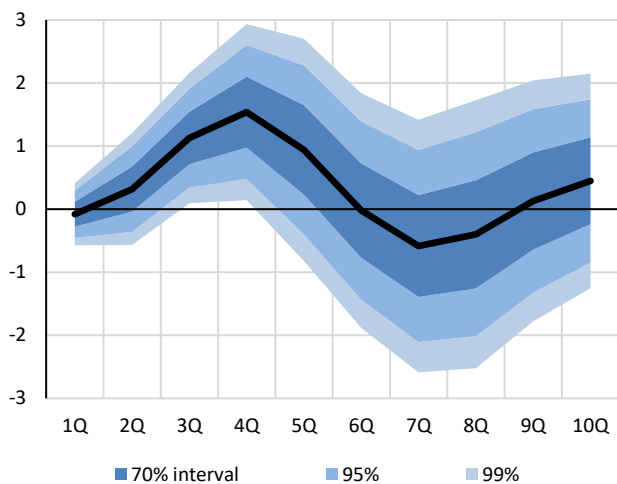
Zdroj: ČSÚ (2019), vlastní výpočty.

Pro ilustraci jsou v Grafu 13 uvedeny kvantifikace impulsů a odezev z VAR modelu, u kterého byla provedena simulace s analytickou (asymptotickou) odezvou směrodatných odchylek k získání odezev na impulsy endogenních proměnných na pásmu významnosti 1-30 % s dekompoziční metodou na bázi zobecněných impulsů blíže popsanou v Pesaran a Shin (1998). Tvorba hrubého fixního kapitálu reaguje pozitivně a statisticky významně na změnu ziskovosti se zpožděním od dvou čtvrtletí do jednoho roku. Utažení měnových podmínek se statisticky významně v dynamice tvorby hrubého fixního kapitálu negativně projeví se zpožděním tří až čtyř čtvrtletí.

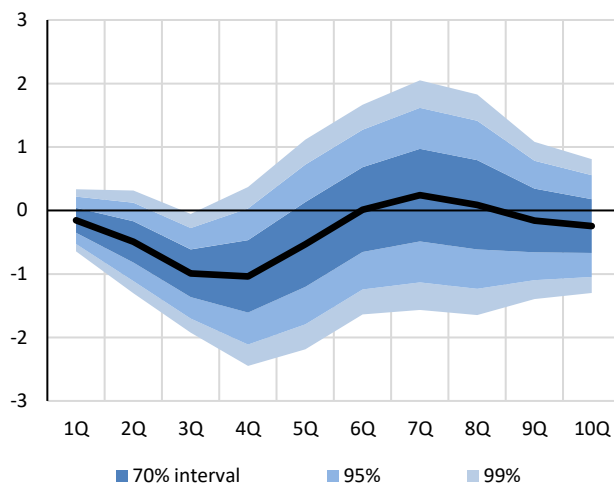
Graf 13: Odezvy reálné tvorby hrubého fixního kapitálu na:

%

a) zvýšení ziskovosti o 1 %



b) utážení indexu měnových podmínek o 1 %



Zdroj: vlastní výpočty.

Přehled literatury a použitých zdrojů

- Adda, J.; Cooper, R. W. (2003): *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*. MIT Press. ISBN 0262012014.
- Bean, C. R. (1981): An Econometric Model of Manufacturing Investment in the UK. *The Economic Journal*, 91(361), 106-121.
- Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S. (1996): The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, no. 78(1), 1–15,
- Caballero, R. D. (1997): *Aggregate Investment*. NBER Working Papers 6264.
- Caballero, R. D.; Engel, E. (1998): *Nonlinear Aggregate Investment Dynamics: Theory and Evidence*. NBER Working Papers 6420.
- Carruth, A.; Dickerson, A.; Henley, A. (1998): *Econometric Modelling of UK Aggregate Investment: The Role of Profits and Uncertainty*. Manchester School, 68(3).
- Costa, S. (2000): Monetary Conditions Index. Banco de Portugal, *Economic bulletin*, September 2000. 97-106.
- Cuthbertson, K.; Gasparro, D. (1993): The Determinants of Manufacturing Inventories in the UK. *The Economic Journal*, 103(421), 1479-1492.
- ČNB (2019): ARAD databáze. Praha, Česká národní banka, 10. 7. 2019 [cit. 10. 7. 2019], <<http://www.cnb.cz/docs/arady/html/index.htm>>.
- ČSÚ (2019): Čtvrtletní národní účty. Praha, Český statistický úřad, 10. 7. 2017 [cit. 10. 7. 2019], <https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr>.
- Driver, C.; Temple, P.; Urga, G. (2005): *Profitability, Capacity, and Uncertainty: A Model of UK Manufacturing Investment*. Oxford Economic Papers, 57(1), 120-141.
- Feldstein, M. (1994): The Effect of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Stock. National Bureau of Economic Research. Cambridge Working Paper No. 4668.
- Kučera, L. (2018): Investice v transmisním mechanismu cílování inflace – verifikace zdrojů variability investic v České republice. *Politická ekonomie*, vol. 66, no. 2, 201-217.
- Lutkepohl, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer, 2005. ISBN 978-3-540-40172-8
- MF ČR (2019): *Makroekonomická predikce České republiky*. MF ČR, duben 2019. ISSN 1804-7971.
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. (1998): Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*. 1998, Vol. 58, No. 1, 17-29. doi: 10.1016/S0165-1765(97)00214-0.
- Pindyck, R. (1988): Irreversible Investment, Capacity Choice and the Value of the Firm. *American Economic Review*, 78(5), 969-985.
- Ribeiro, B. M.; Teixeira, J. R. (2001): An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. *Economic Commission for Latin America and the Caribbean*, August 2001, 153-166.
- Ruth, F. (2010): Monitoring conditions for consumption, exports and fixed capital formation; the radar concept. *Statistics Netherlands, Discussion Paper 2010 no. 2010/19*, 1-38.

Metodika predikce tvorby hrubého fixního kapitálu v ČR

Zdeněk Pikhart

1. vydání, 2019

Vydavatel: Ministerstvo financí ČR
Letenská 15, 118 10 Praha
<http://www.mfcr.cz>

Edice: Metodické kompendium

ISBN: 978-80-7586-015-6 (on-line)

Archiv: <http://www.mfcr.cz/studie>

