DYNAMIKA ZMĚNY STAVU ZÁSOB A JEJÍ SYNCHRONIZACE S CYKLEM ÚSPOR A IMPORTU V ČESKÉ REPUBLICE V LETECH 1999–2012

Kučera Lukáš, Brůna Karel, Vysoká škola ekonomická v Praze*

1. Úvod

Změna stavu zásob (ZSZ) patří k nejvíce volatilním složkám užití HDP. Skutečnost vysoké variability významně komplikuje jak interpretaci samotného ukazatele ekonomického růstu, tak na něj navázaná rozhodnutí centrální banky či vlády, které provádějící různé formy hospodářských politik. Z ekonomického hlediska dochází v případě ZSZ k zajímavému konfliktu mezi pojetím okamžitého růstu HDP založeném na základě výroby zboží na sklad a chápáním dlouhodobé udržitelnosti tohoto růstu vycházejícího z rovnováhy zdrojů a užití HDP. Růst stavu zásob přitom znamená tvorbu produktu z hlediska použití vstupů ve výrobě, což ospravedlňuje jeho zařazení do růstu HDP, ale na druhé straně změna stavu zásob neodpovídá růstu z hlediska způsobu užití HDP prostřednictvím výdajů subjektů na konečnou soukromou a veřejnou spotřebu, investice čistý export a nemůže tak představovat dlouhodobě udržitelnou komponentu růstu ekonomické aktivity.

Stejně tak je možné vztah ZSZ a růstu HDP postavit na kontrapunktu makroekonomického aspektu ZSZ jako jedné ze složek užití HDP a mikroekonomické dimenze v podobě nesouladu výroby a konečných prodejů. Z hlediska stability tvorby a užití HDP je důležité analyzovat vztah, do jaké míry je dynamika ZSZ na makroekonomické úrovni synchronizována se změnami úsporového chování soukromých subjektů a změnami salda výkonové bilance. Propojení těchto tří složek umožňuje pochopení vzájemných vazeb mezi jednotlivými složkami tvořícími zdroje a užití HDP a dovoluje odhalit příčiny dynamiky ZSZ, ať již stojí primárně na nabídkové, nebo poptávkové straně ekonomiky. V neposlední řadě je pro stabilitu tvorby a užití HDP důležité sledovat časovou podmíněnost vzájemných vztahů ZSZ, úsporového chování a výkonové bilance, tj. do jaké míry např. růst stavu zásob, který pozitivně ovlivní aktuální tempo ekonomického růstu, vyvolá v dalším období přizpůsobení úspor a bilance výkonů s navzájem protichůdným dopadem do růstu HDP.

Cílem článku je potvrdit či vyvrátit tezi, že položka ZSZ hraje významnou roli v utváření výsledné variability HDP, a to i přes skutečnost, že patří z hlediska hodnoty mezi nejméně významné výdajové složky HDP. V návaznosti na tuto tezi je záměrem

* Tento článek byl zpracován v rámci vědeckého výzkumného grantu IGA VŠE F1/02/2012 Dynamika cen finančních aktiv a ekonomický cyklus (Lukáš Kučera) a v rámci institucionální podpory výzkumu na Fakultě financí a účetnictví VŠE v Praze č. IP 100040 (Karel Brůna).

identifikovat hlavní determinanty variability trendových a cyklických složek ZSZ a odhadnout pomocí VAR modelu vzájemný vztah mezi cyklickými komponentami ZSZ, soukromých úspor a importu. Článek navazuje na analýzu vlivu kolísání cyklu ZSZ na cyklus HDP provedenou např. v Khan (2003) a Fitzgerald (1997) a na studii Spěváček a Vintrová (2010), kde je poukázáno na výrazné kolísání ZSZ se silným dopadem do variability tuzemského HDP.

2. Dynamika změny stavu zásob a její synchronizace s cyklem úspor a čistého exportu

Vycházíme z předpokladu, že ZSZ je funkcí permanentního růstu zásob ($ZSZ_{perm.}$) vycházejícího z přizpůsobování stavu zásob růstu potenciálního produktu, cyklického kolísání stavu zásob ($ZSZ_{cykl.}$) odpovídajícího firmami očekávanému cyklickému kolísání ekonomického růstu kolem růstu potenciálního produktu a šokové změny stavu zásob ($ZSZ_{ADšok}$) odpovídající firmami neočekávanému agregátnímu poptávkovému šoku (pro dané období *t*):

$$ZSZ_t = ZSZ_{t,perm.} + ZSZ_{t,cykl.} + ZSZ_{t,ADšok} \tag{1}$$

Z rovnice užití HDP plyne, že HDP byl použit na soukromou spotřebu (C), investice (I), vládní spotřebu (G) a čistý export (NX):

$$HDP_t = C_t + I_t + G_t + NX_t = C_{t,D} + C_{t,NI} + G_t + I_t + NX_t = A_t + NX_t \tag{2}$$

kde C je tvořeno konečnou spotřebou domácností (C_D) a neziskového sektoru (C_{NI}) a I jsou tvořeny hrubou tvorbou fixního kapitálu (THFK), ZSZ a čistým pořízením cenností (ČPC):

$$I_t = HTFK_t + ZSZ_t + ČPC_t = THFK_t + ZSZ_{perm.,t} + ZSZ_{cykl.,t} + ZSZ_{ADšok,t} + ČPC_t \tag{3}$$

Dále definujeme tzv. konečné prodeje (KP) jako finální poptávku po produkci firem:

$$KP_t = C_{t,D} + C_{t,NI} + G_t + THFK_t + ČPC_t + NX_t \tag{4}$$

V případě ekonomické rovnováhy lze předpokládat, že ZSZ vychází pouze z růstu potenciálního produktu, a proto $ZSZ_{cykl.} = ZSZ_{ADšok} = 0$. Pokud ale firmy očekávají, že tempo ekonomického růstu kolísá kolem potenciálního produktu, potom v krátkém období mohou vytvářet zásoby (surovin, materiálu, rozpracované a hotové výroby) odpovídající tomuto cyklu (tj. pouze $ZSZ_{ADšok} = 0$). Očekávaný cyklus ekonomického růstu je přitom funkcí očekávaného cyklu absorpce (A^e-$A_{pot.}$), který odpovídá očekávanému cyklu domácí agregátní poptávky, resp. je výsledkem očekávaného cyklického kolísání hrubého národního disponibilního důchodu ($HNDD^e$-$HNDD_{pot.}$), které vyjadřuje cyklus domácí a zahraniční poptávky vč. zdrojů plynoucích z čistých důchodů (výnosů) (NY) a běžných transferů (NT):

$$A_t^e - A_{t,pot} = \left(C_t^e - C_{pot,t}\right) + \left(I_t^e - I_{pot,t}\right) + \left(G_t^e - G_{pot,t}\right) \tag{5}$$

$$HNDD_t^e - HNDD_{pot,t} = \left(HDP_t^e - HDP_{pot,t}\right) + \left(NY_t^e - NY_{pot,t}\right) + \\ + \left(NT_t^e - NT_{pot,t}\right) = \left(A_t^e - A_{pot,t}\right) + \left(NX_t^e - NX_{pot,t}\right) + \left(NY_t^e - NY_{pot,t}\right) + \\ + \left(NT_t^e - NT_{pot,t}\right), \tag{6}$$

kde $A_{pot.}$, $C_{pot.}$, $I_{pot.}$, $G_{pot.}$, $NX_{pot.}$, $NY_{pot.}$ a $NT_{pot.}$, resp. A^e, C^e, I^e, G^e, NX^e, NY^e a NT^e odpovídají rovnovážným, resp. očekávaným hodnotám absorpce, soukromé spotřeby, investic, vládní spotřeby, čistého exportu, čistým výnosům a čistým transferům. Implicitně předpokládáme, že cyklus je výsledkem fluktuací nominálních veličin na poptávkové straně ekonomiky, a nevěnujeme tak pozornost alternativnímu pohledu, kdy je ekonomický cyklus formován v duchu teorií rovnovážného ekonomického cyklu reálnými veličinami vycházejícími často z nabídkové strany ekonomiky.

Jestliže skutečný output gap neodpovídá firmami očekávanému output gapu, lze předpokládat, že ZSZ reaguje protisměrně na neočekávaný agregátní poptávkový šok (tzn. že nejen $ZSZ_{perm.}$ a $ZSZ_{cykl.} \neq 0$, ale i $ZSZ_{ADšok} \neq 0$). Z toho plyne, že ZSZ bude odpovídat $ZSZ_{perm.}$ pouze tehdy, pokud subjekty budou správně očekávat, že tempo ekonomického růstu bude na úrovni potenciálu. Nestačí tak pouze rovnost skutečného a potenciálního tempa ekonomického růstu při realizaci neočekávaného agregátního poptávkového šoku. Předpokládáme, že firmami neočekávaný agregátní poptávkový šok je funkcí neočekávaného šoku ve velikosti absorpce $\left(A_t - A_t^e\right) = \left(C_t - C_t^e\right) + \left(I_t - I_t^e\right) + \left(G_t - G_t^e\right)$, resp. neočekávaného šoku ve velikosti hrubého národního disponibilního důchodu $\left(HNDD_t - HNDD_t^e\right) = \left(A_t - A_t^e\right) + \left(NX_t - NX_t^e\right) + \left(NY_t - NY_t^e\right) + \left(NT_t - NT_t^e\right)$. V návaznosti na domácí a zahraniční zdroje dynamiky ZSZ definujeme vazbu ZSZ na užití hrubého národního disponibilního důchodu:

$$HNDD_t^e - HNDD_{pot,t} = \left(A_t^e - A_{pot,t}\right) + \left(NX_t^e - NX_{pot,t}\right) + \\ + \left(NY_t^e - NY_{pot,t}\right) + \left(NT_t^e - NT_{pot,t}\right) = \\ = \left(C_t^e - C_{pot,t}\right) + \left(S_t^e - S_{pot,t}\right) + \left(T_t^e - T_{pot,t}\right) \tag{7}$$

$$HNDD_t - HNDD_t^e = \left(A_t - A_t^e\right) + \left(NX_t - NX_t^e\right) + \left(NY_t - NY_t^e\right) + \left(NT_t - NT_t^e\right) = \\ = \left(C_t - C_t^e\right) + \left(S_t - S_t^e\right) + \left(T_t - T_t^e\right) \tag{8}$$

kde $S_{pot.}$ a $T_{pot.}$, resp. S a T jsou rovnovážné, resp. skutečné hodnoty soukromých úspor a vládních příjmů. V případě, že modelujeme celkovou ZSZ, lze psát, že:

$$\left(I_t^e - I_{pot,t}\right) + \left(G_t^e - G_{pot,t}\right) + \left(NX_t^e - NX_{pot,t}\right) + \left(NY_t^e - NY_{pot,t}\right) + \left(NT_t^e - NT_{pot,t}\right) = \\ = \left(S_t^e - S_{pot,t}\right) + \left(T_t^e - T_{pot,t}\right) \tag{9}$$

$$(I_t - I_t^e) + \left(G_t - G_t^e\right) + \left(NX_t - NX_t^e\right) + \left(NY_t - NY_t^e\right) + \left(NT_t - NT_t^e\right) = \left(S_t - S_t^e\right) + \left(T_t\right) \tag{10}$$

kde $\left(I_t^e - I_{pot,t}\right) = \left(HTFK_t^e - HTFT_{pot,t}\right) + ZSZ_{cykl}$ a $\left(I_t - I_t^e\right) = \left(HTFK_t - HTFK_t^e\right) +$ $+ ZSZ_{ADšok,t}$ (neuvažujeme vliv ČPC). Platí tedy, že ZSZ odpovídající očekávanému ekonomickému cyklu a ZSZ v důsledku neočekávaného šoku v ekonomickém cyklu lze vyjádřit jako:

$$ZSZ_{cykl,t} = \left(S_t^e\text{-}S_{pot,t}\right) - \left(HTFK_t^e\text{-}HTFT_{pot,t}\right) + \left(T_t^e\text{-}T_{pot,t}\right) - \left(G_t^e\text{-}G_{pot,t}\right) - \left(NX_t^e\text{-}NX_{pot,t}\right) - \\ - \left(NY_t^e\text{-}NY_{pot,t}\right) - \left(NT_t^e\text{-}NT_{pot,t}\right) \tag{11}$$

$$ZSZ_{ADšok,t} = \left(S_t - S_t^e\right) - \left(HTFK_t - HTFK_t^e\right) + \left(T_t - T_t^e\right) - \left(G_t - G_t^e\right) - \left(NX_t - NX_t^e\right) - \\ - \left(NY_t - NY_t^e\right) - \left(NT_t - NT_t^e\right) \tag{12}$$

Cyklická a šoková změna stavu zásob v rámci ekonomického cyklu a cyklu strukturálních parametrů a jejich variabilita v krátkém období

Jak již bylo řečeno, cyklická složka ZSZ je výrazem plánovaných investic do zásob v důsledku očekávaného output gapu, Lze vysledovat, že určitá fáze ekonomického cyklu je v rozdílných typech ekonomik spojena s odlišnou proporcí úspor, hrubé tvorby fixního kapitálu, čistého exportu a čistých výnosů a transferů vzhledem ke svým dlouhodobým rovnovážným hodnotám (Mandel a Tomšík, 2008). Ukazuje se, že tyto složky jsou v zásadě funkcí nejenom ekonomického cyklu, ale také cyklu strukturálních charakteristik ekonomik a chování ekonomických subjektů. Zdroje ekonomického cyklu vycházejí z vlastní fluktuace absorpce, resp. HNDD, které působí na tvorbu úspor (spotřebu), hrubou tvorbu fixního kapitálu, vládní výdaje a příjmy a hodnoty IM. Vedle toho ale přizpůsobení jednotlivých komponent vyvolávají také cykly strukturálních faktorů, které jsou buď zcela nezávislé na aktuální fázi ekonomického cyklu, nebo naopak mohou být ekonomickým cyklem iniciovány. Z toho pak vyplývá, že samotný cyklus strukturálních faktorů není vždy synchronizován s cyklem absorpce, resp. HNDD a že určitá fáze ekonomického cyklu tak bude v různých ekonomikách spojena s odlišnou bilancí běžného účtu, přílivu zahraničního kapitálu a veřejných rozpočtů. Souběžně s tím tedy bude vyvolávat i odlišné změny ve stavových statistikách typu veřejného dluhu, čisté investiční pozice a zahraničního zadlužení a úvěrových a peněžních agregátů v bilancích finančních subjektů.

Přenos této skutečnosti do dynamiky cyklické složky ZSZ je závislý na tom, do jaké míry s tím spojené zdroje ekonomického růstu v podobě soukromé spotřeby, HTFK, vládní spotřeby a exportu jsou v čase oslabovány úniky do úspor, importu a příjmů vlády (tj. do jaké míry bude souběžně docházet k očekávané restrikci poptávkové strany v rámci finančního sektoru, zahraniční poptávky či fiskální politiky).

Z pohledu ekonomické aktivity (výroby) firem (zdrojové strany produktu) přitom platí, že při splnění očekávaného vývoje jednotlivých složek cyklu nedochází k disproporci vzhledem ke skutečné úrovni agregátní poptávky (užití produktu), resp. její struktuře. V tomto smyslu se jedná o dobrovolné (nevynucené) investice firem, které využívají očekávaného output gapu k růstu zisku, resp. rentability kapitálu.

Na druhé straně lze předpokládat, že v realitě dochází k realizaci šokové ZSZ jako projevu chyb v očekávání cyklické složky jednotlivých komponent rovnice (12). To znamená, že firmy jsou překvapovány skutečným cyklem absorpce, resp. HNDD a cyklem strukturálních faktorů, resp. mírou synchronizace obou cyklů, v důsledku čehož dochází k odlišné než očekávané dynamice jednotlivých komponent. Tím, že v rámci šokové ZSZ se jedná o reakci na neočekávané změny, je šoková ZSZ přímým projevem disproporce mezi ekonomickou aktivitou (výrobou) firem vyplývající z očekávané agregátní poptávky a její skutečnou úrovní. Šoková ZSZ v takovém případě vyjadřuje nedobrovolnou ZSZ a je suboptimálním řešením vzhledem k zisku, resp. rentabilitě kapitálu firmy.

Vzhledem k tomu, že v krátkém období je možné považovat $varZSZ_{perm.} = 0$, potom variabilita ZSZ je dána variabilitou cyklické a šokové ZSZ a kovariancí obou zdrojů ZSZ:

$$var(ZSZ_{cykl.} + ZSZ_{ADšok}) = varZSZ_{cykl.} + varZSZ_{ADšok} + 2cov(ZSZ_{cykl.,}ZSZ_{ADšok}) \tag{13}$$

Nestabilita ZSZ je zejména funkcí predikčních schopností ekonomických subjektů, tj. variabilitou očekávaného tempa růstu absorpce, resp. HNDD, resp. variabilitou realizované chyby v predikci ekonomického růstu. Variabilita je omezována v případě negativní kovariance obou zdrojů ZSZ, tedy v situaci, kdy subjekty očekávají pozitivní/negativní output gap, v důsledku čehož zvyšují/snižují stav zásob, ale skutečný pozitivní/negativní output gap je vyšší než očekávaný, díky čemuž stav zásob zpětně klesá/roste. Vzhledem k formální složitosti vyjádření obou variabilit v důsledku komplexního charakteru vztahů mezi jednotlivými složkami v rovnici (11) a (12) definujeme pouze variabilitu šokové ZSZ jako:

$$\begin{aligned}
&var(ZSZ_{t,ADšok}) = var(S_t-S_t^e) + var(HTFK_t-HTFK_t^e) + var(T_t-T_t^e) + var(G_t-G_t^e) + \\
&var(NX_t-NX_t^e) + var(NY_t-NY_t^e) + var(NT_t-NT_t^e) - 2cov\,[(S_t-S_t^{e,}\,(HTFK_t-HTFK_t^e)] \\
&+ 2cov\,[(S_t-S_t^e), (T_t-T_t^e)] - 2cov\,[(S_t-S_t^e), (G_t-G_t^e)] - 2cov\,[(S_t-S_t^e), (NX_t-NX_t^e)] - \\
&2cov\,[(S_t-S_t^e), (NY_t-NY_t^e)] - 2cov\,[(S_t-S_t^e), (NT_t-NT_t^e)] - 2cov[(HTFK_t-HTFK_t^e), \\
&(T_t-T_t^e)] + 2cov[(HTFK_t-HTFK_t^e), (G_t-G_t^e)] + 2cov\,[(HTFK_t-HTFK_t^e), \\
&(NX_t-NX_t^e)] + 2cov\,[(HTFK_t-HTFK_t^e), (NY_t-NY_t^e)] + 2cov\,[(HTFK_t-HTFK_t^e), \\
&(NT_t-NT_t^e)] - 2cov\,[(T_t-T_t^e), (G_t-G_t^e)] - 2cov\,[(T_t-T_t^e), (NX_t-NX_t^e)] - 2cov - \\
&[(T_t-T_t^e), (NY_t-NY_t^e)] - 2cov\,[(T_t-T_t^e), (NT_t-NT_t^e)] + 2cov\,[(G_t-G_t^e), (NX_t-NX_t^e)] \\
&+ 2cov\,[(G_t-G_t^e), (NY_t-NY_t^e)] + 2cov\,[(G_t-G_t^e), (NT_t-NT_t^e)] + 2cov\,[(NX_t-NX_t^e), \\
&(NY_t-NY_t^e)] + 2cov\,[(NX_t-NX_t^e), (NT_t-NT_t^e)] + 2cov\,[(NY_t-NY_t^e), (NT_t-NT_t^e)]
\end{aligned} \tag{14}$$

Jak je z rovnice (14) patrné, variabilita šokové ZSZ je funkcí variabilit chyb v predikci jednotlivých složek zdrojů a užití HNDD. Vedle toho je ale ovlivněna také vzájemnou provázaností těchto složek, která působí na velikost kovariancí těchto složek. Vzhledem ke komplexnosti zůstávají tyto vztahy mimo rámec tohoto článku, jejich potenciálně nestabilní charakter dokumentujeme na příkladu vztahu úspor a čistého exportu (importu).

Strukturální a cyklické faktory úsporového chování soukromého sektoru

Za klíčovou proměnnou na straně užití hrubého disponibilního důchodu lze v různých fázích ekonomického cyklu označit dynamiku úspor soukromých subjektů. Změnu úspor chápeme jako specifickou iniciační složku, která svojí ekonomickou interpretací a vlivem na ZSZ není v literatuře podrobně analyzována. Vycházíme z toho, že dynamika úspor je odrazem cyklu v tokových veličinách vyjadřujících ekonomickou aktivitu, cyklu ve stavových veličinách vyjadřujících změny tržní hodnoty aktiv a cyklu úrokových sazeb jako nákladu financování spotřeby, které vykazují vlastní ne zcela synchronizovanou dynamiku. Úsporovou funkci formálně definujeme jako:

$$S_t = s_0 + s_1 Y_t + s_2 IR_t + s_3 \Delta W_{private,t} + s_4 \Delta W_{public,t} \tag{15}$$

kde je s_0 ($s_0 < 0$) vyjadřuje autonomní úspory, s_1 ($s_1 > 0$) je mezní sklon k úsporám, Y představuje úroveň důchodů, s_2 ($s_2 > 0$) vyjadřuje citlivost úspor na úrokovou sazbu (IR), s_3 ($s_3 > 0$), resp. s_4 ($s_4 < 0$) poukazuje na rozsah vlivu změny soukromého, resp. veřejného bohatství (ΔW) na úsporové chování soukromých subjektů. Předpokládáme, že pokud subjekty naplňují podmínky udržitelnosti zadlužení, neplatí Barro-ricardianská ekvivalence (Barro, 1974; Ricardo, 1888) (tj. $s_3 + s_4 > 0$, tedy reakce soukromých subjektů v rámci tvorby úspor na pokles veřejného bohatství v souvislosti s rozpočtovým deficitem je slabá oproti tím vyvolanému růstu soukromého bohatství). Vycházíme přitom ze studií, které testují efekty fiskální politiky u zemí s různou úrovní veřejného dluhu (např. Nickel, Vansteenkiste, 2008; Masson, Bayoumi, Samiei, 1998). Cyklické kolísání úspor je dáno vazbou úspor na velikost HDP, resp. HNDD a dále na cyklus úrokových sazeb a změn soukromého a veřejného bohatství. Strukturální složka je naopak spojena se změnou úsporového chování vyvolanou změnami parametrů *s*, zejména s pohybem mezního sklonu k úsporám vyvolaného spotřebitelským optimismem/pesimismem a s reakcemi na změny bohatství souvisejícími se zadlužeností soukromého a veřejného sektoru.

Z pohledu cyklu ekonomické aktivity a úrokových sazeb je efekt úsporového chování na cyklické a šokové ZSZ funkcí následujících cyklických a strukturálních faktorů:

$$\left(S_t^e - S_{pot,t}\right) = \left(s_1^e - s_{pot,1}\right) Y_{pot,t} + s_1^e \left(Y_t^e - Y_{pot,t}\right) + s_2 \left(IR_t^e - IR_{pot,t}\right) \tag{16}$$

$$\left(S_t - S_t^e\right) = \left(s_1 - s_1^e\right) Y_t + s_1^e \left(Y_t - Y_t^e\right) + s_2 \left(IR_t - IR_t^e\right) \tag{17}$$

kde s_1^e, resp. $s_{pot,1}$ představují mezní sklon k úsporám pro očekávaný, resp. nulový output gap, Y^e, resp. $Y_{pot.}$ vyjadřuje očekávaný, resp. potenciální HDP, popř. HNDD. Změnu úsporového chování pro očekávaný output gap tak můžeme odlišit na čistý dopad strukturální změny mezního sklonu k úsporám $(s_1^e-s_{pot,1})Y_{pot.}$, změnu úspor vyplývající z očekávaného ekonomického cyklu $s_1^e(Y^e-Y_{pot.})$ a změnu úspor v důsledku cyklického kolísání úrokové míry $s_2(IR^e-IR_{pot.})$. Adekvátně tomu pro rozdíl mezi skutečným a očekávaným ekonomickým cyklem je změna úsporového chování dána čistým šokem v reakci mezní míry úspor $(s_1-s_1^e)Y$, neočekávaným šokem v ekonomickém cyklu $s_1^e(Y-Y^e)$ a neočekávaným šokem v cyklickém chování úrokové míry $s_2(IR-IR^e)$. Obecně lze předpokládat, že mezní míra úspor vyvolaná cyklickým kolísáním produktu se bude chovat inverzně k velikosti odchylky output gapu (tj. $s_1 < s_{pot,1}$ pro $Y > Y_{pot.}$) v důsledku pozitivní korelace mezi spotřebitelským optimismem a velikostí output gapu. Vedle toho je však pravděpodobné, že reakce mezního sklonu k úsporám bude agresivnější pro případ, že mezní sklon reaguje na neočekávaný šok ve velikosti output gapu oproti pohybu očekávaného output gapu (tj. $|(s_1-s_1^e)| > |(s_1^e-s_{pot,1})|$).

Dále předpokládáme, že citlivost úspor na důchod je vyšší než reakce na cyklické chování úrokové míry (tj. $s_1 > s_2$), tj. že náklady financování spotřeby jsou zejména v krátkém období slabším zdrojem tvorby úspor než vlastní dynamika ekonomické aktivity produkující zdroje pro tvorbu úspor. Tento předpoklad vychází z řady empirických studií, které prokazují minimální, či dokonce nulový statisticky významný vliv úrokových sazeb na úroveň spotřeby a tím i úspor zejména s ohledem na protichůdný efekt změny úrokových sazeb na spotřebu věřitelů a dlužníků (např. Nakagawa a Oshima, 2000; Hansen, 1996). Dopad změny úrokové míry je především otázkou, zda je úroková míra pro či anticyklická vzhledem k růstu a zda lze náklady financování spotřeby ztotožnit s dynamikou krátkodobých nominálních úrokových sazeb, nebo spíše s pohybem dlouhodobých reálných sazeb.

Neočekávaný šok v output gapu, změna úsporového chování a relace šokové změny stavu zásob a výroby firem

Z hlediska vztahu úspor, ZSZ a výroby firem je třeba odlišit zdroj neočekávaného šoku v output gapu v podobě chyby v odhadu velikosti nenulového output gapu (tj. $Y \neq Y^e$ a zároveň $Y \neq Y_{pot.}$), resp. z toho vyplývající neočekávané změny mezní míry úspor (tj. $s \neq s^e$ a zároveň $s \neq s_{pot.}$), od šoku v podobě chyby odhadu output gapu ($Y \neq Y^e$) vyjadřujícího návrat produktu a mezní míry úspor k rovnovážným hodnotám (tj. $s \neq s^e$, ale zároveň $s = s_{pot}$ při $Y = Y_{pot.}$). V prvním případě lze z pohledu firem šok v mezní míře úspor chápat jako kladné/záporné odložení části spotřeby do budoucna s okamžitým efektem do šokového růstu/poklesu stavu zásob, který ale může být vykompenzován růstem/poklesem spotřeby při přetrvání nenulového output gapu v blízkém budoucím období. Tato situace pak nevyžaduje podstatnou změnu rozsahu výroby v reakci na šokovou ZSZ. Ve druhém případě se ale jedná o návrat mezní míry úspor k dlouhodobě udržitelné úrovni úspor s_{pot}, která odpovídá přizpůsobení spotřeby, investic,

importu a čistých vládních výdajů úrovni konzistentní s vnitřní a vnější rovnováhou. V tomto případě firmy zasažené přechodným šokovým růstem/poklesem stavu zásob nemohou očekávat budoucí protisměrnou reakci spotřeby absorbující/obnovující stav zásob, což nutně vyvolává prudkou reakci v objemu výroby odpovídajícímu rovnovážné velikosti agregátní poptávky (analýzu zdrojů variability důchodu na tvorbu opatrnostních úspor lze nalézt v Cherif a Hasanov, 2012).

Specifickým případem, kdy změna mezní míry úspor hraje klíčovou roli v obnovení rovnováhy, je proces oddlužení ekonomických subjektů, v rámci kterého dochází ke snížení vysoké hodnoty zadlužení ekonomických subjektů vzhledem k HDP prostřednictvím prudkého růstu mezní míry úspor, díky čemuž jsou generovány zdroje nutné k jejich oddlužení. V takovém případě je zcela logické, že tento proces nezůstává bez negativního vlivu na tempo růstu HDP, respektive HNDD díky poklesu investic a spotřeby, jenž je na jedné straně vyvolán zpřísněním podmínek získání úvěrového financování a na straně druhé je spojován s pesimistickým ekonomickým výhledem investorů a spotřebitelů. Z pohledu vztahu ZSZ a výroby firem je pouze otázkou, zda ekonomické subjekty jsou schopny správně předvídat budoucí dopad procesu oddlužení na dynamiku ekonomického růstu a zda tak dojde k přizpůsobení výroby bez realizace šokové ZSZ, nebo jsou firmy dotlačeny k realizaci nižší produkce přes masivní šok ve ZSZ a s tím spojený pokles cash flow firem.

V rámci oddlužení je také podstatné, zda je toto otázkou neudržitelné pozice soukromého, nebo veřejného sektoru, resp. zda k udržení úrovně zadlužení soukromého sektoru nedochází na úkor vytvoření neudržitelné pozice veřejného sektoru. Vycházíme z toho, že empirické výzkumy obvykle neprokazují fungování Barro-Ricardovské ekvivalence, tzn. že pokles veřejného bohatství vyplývající z růstu zadlužení veřejného sektoru není plně financován přírůstkem domácích soukromých úspor v důsledku efektu souběžného růstu bohatství soukromých subjektů (tj. platí, že $|s_3| > |s_4|$ a současně $s_3+s_4 < 0$). V případě neudržitelného zadlužení soukromého sektoru lze ale očekávat, že potřeba zvýšení poměru mezi hrubým bohatstvím a zadlužením soukromých subjektů povede k růstu úspor (růstu s_3), jež jsou hlavním zdrojem ekonomického oddlužení. Proti tomu ovšem může působit pokles bohatství vyvolaný klesajícími cenami finančních a reálných aktiv, které jsou obvyklým příznakem různých forem dluhových krizí, či přenos soukromého dluhu na úkor růstu zadlužení veřejného sektoru (ať již ve formě vládou podporované rekapitalizace bank, resp. firem nebo přes provádění fiskální expanze). Celou situaci může navíc komplikovat, že proces oddlužení soukromých subjektů je doprovázen prudkým poklesem reálného disponibilního důchodu, který vyvolá pokles parametru s_1 spolu s tím, jak subjekty snižují spotřebu relativně pomalu vzhledem k poklesu disponibilního příjmu a narážejí přitom na omezenou nabídku úvěrového financování.

Jestliže se oddlužení týká primárně veřejného sektoru, lze v souladu s Barro-Ricardovskou ekvivalencí očekávat růst soukromých úspor díky růstu absolutní hodnoty parametru s_4, neboť soukromé subjekty zřetelně vnímají rozpočtové omezení na straně domácí tvorby úspor. Teoreticky je možné v případě ekonomik se zdravým

vývojem běžného účtu a čisté investiční pozice se z tohoto rozpočtového omezení vymanit prostřednictvím dovozu zahraničních úspor přes přebytek na finančním účtu. V realitě je však zvyšování veřejného dluhu obvykle doprovázeno významnými deficity běžného účtu, resp. zhoršující se negativní čistou investiční pozicí, které odrazují zahraniční investory od dodání chybějícího kapitálu. Plná kompenzace na straně domácích soukromých úspor přitom znamená, že $|s_3| < |s_4|$ a současně $s_3+s_4 \geq 0$). Konečný efekt na velikost úspor je možné vyjádřit jako:

$$\left(S_t - S_t^e\right) = \left(s_1 - s_1^e\right)Y_t + s_1^e\left(Y_t - Y_t^e\right) + s_2\left(IR_t - IR_t^e\right) + \left(s_3 - s_3^e\right)\Delta W_{private,t} + \\ + (s_4 - s_4^e)\,\Delta W_{public,t} \tag{18}$$

Variabilitu ($S-S^e$) lze potom vyjádřit za pomocí Goodmanova rozkladu variability náhodných proměnných (Goodman, 1960) jako:

$$\begin{aligned}
&\mathrm{var}\left(S_t - S_t^e\right) = \overline{\left(s_1 - s_1^e\right)}^2 \mathrm{var}Y_t + \overline{Y}_t^{\,2}\mathrm{var}(s_1 - s_1^e) + 2\overline{\left(s_1 - s_1^e\right)}\,\overline{Y_t}\,\mathrm{cov}_{11}^{s_1 Y} + \\
&2\overline{\left(s_1 - s_1^e\right)}\mathrm{cov}_{12}^{s_1 Y} + 2\overline{Y_t}\ \mathrm{cov}_{21}^{s_1 Y} + \mathrm{var}\left[\Delta(s_1 - s_1^e)\Delta Y_t\right] + \overline{s_1^e}^{\,2}\mathrm{var}\left(Y_t - Y_t^e\right) + \overline{\left(Y_t - Y_t^e\right)}^2 \\
&\mathrm{var}s_1^e + 2\overline{s_1^e}\,\overline{\left(Y_t - Y_t^e\right)}\mathrm{cov}_{11}^{s_1^e\left(Y-Y^e\right)} + 2\overline{s_1^e}\mathrm{cov}_{12}^{s_1^e\left(Y-Y^e\right)} + 2\left(Y_t - Y_t^e\right)\mathrm{cov}_{21}^{s_1^e\left(Y-Y^e\right)} + \\
&+\mathrm{var}\left[\Delta s_1^e \Delta\left(Y_t - Y_t^e\right)\right] + s_2^2\mathrm{var}\left(IR_t - IR_t^e\right) + \overline{\left(s_3 - s_3^e\right)}^2 \mathrm{var}\Delta W_{private} + \\
&\overline{\Delta W_{private}}^2 \mathrm{var}\left(s_3 - s_3^e\right) + 2\overline{\left(s_3 - s_3^e\right)}\,\overline{\Delta W_{private}}\mathrm{cov}_{11}^{s_3 W_{private}} + 2\overline{\left(s_3 - s_3^e\right)}\mathrm{cov}_{12}^{s_3 W_{private}} + \\
&2\overline{\Delta W_{private}}\mathrm{cov}_{21}^{s_3 W_{private}} + \mathrm{var}\left[\Delta\left(s_3 - s_3^e\right)\Delta(\Delta W_{private})\right] + \overline{\left(s_4 - s_4^e\right)}^2 \mathrm{var}\Delta W_{public} \\
&+\overline{\Delta W_{public}}^2 \mathrm{var}\left(s_4 - s_4^e\right) + 2\overline{\left(s_4 - s_4^e\right)}\,\overline{\Delta W_{public}}\mathrm{cov}_{11}^{s_4 W_{public}} + 2\overline{\left(s_4 - s_4^e\right)}\mathrm{cov}_{12}^{s_4 W_{public}} \\
&+2\overline{\Delta W_{public}}\mathrm{cov}_{21}^{s_4 W_{public}} + \mathrm{var}\left[\Delta\left(s_4 - s_4^e\right)\Delta(\Delta W_{public})\right] + 2\mathrm{cov}\left[\left(s_1 - s_1^e\right)Y, s_1^e\left(Y_t - Y_t^e\right)\right] \\
&+2s_2\mathrm{cov}\left[\left(s_1 - s_1^e\right)Y, \left(IR_t - IR_t^e\right)\right] + 2\mathrm{cov}\left[\left(s_1 - s_1^e\right)Y, \left(s_3 - s_3^e\right)\Delta W_{private}\right] \\
&+2\mathrm{cov}\left[\left(s_1 - s_1^e\right)Y, \left(s_4 - s_4^e\right)\Delta W_{public}\right] + 2s_2\mathrm{cov}\left[s_1^e\left(Y_t - Y_t^e\right), \left(IR_t - IR_t^e\right)\right] \\
&+2\mathrm{cov}\left[s_1^e\left(Y_t - Y_t^e\right), \left(s_3 - s_3^e\right)\Delta W_{private}\right] + 2s_1^e\mathrm{cov}\left[\left(Y_t - Y_t^e\right), \left(s_4 - s_4^e\right)\Delta W_{public}\right] \\
&+2\mathrm{cov}\left[\left(s_3 - s_3^e\right)\Delta W_{private}, \left(s_4 - s_4^e\right)\Delta W_{public}\right]
\end{aligned} \tag{19}$$

kde $\overline{x}$ je střední hodnota proměnné x z množiny X= $\{(s_1-s_1^e), Y, s_1^e, (Y-Y^e), (IR-IR^e), (s_3-s_3^e), \Delta W_{private}, (s_4-s_4^e), \Delta W_{public}\}$, $cov_{ij}^{x_k x_l}$ vyjadřuje $cov\left[\left(\Delta x_k\right)^i, \left(\Delta x_l\right)^j\right]$, kde k a l jsou pořadová čísla proměnných x z množiny X a symbol Δ vyjadřuje odchylku příslušné proměnné x od své střední hodnoty (tj. $\Delta x = x - \overline{x}$).

Přizpůsobení importu (čistého exportu) v reakci na změnu úsporového chování

Celkový dopad změny úsporového chování je z pohledu ZSZ komplikován potenciálně nestabilní negativní kovariancí soukromých úspor a IM (tj. pozitivní kovariancí soukromých úspor a NX) (výraz $\mathrm{cov}\left[\left(S_t - S_t^e\right), \left(NX_t - NX_t^e\right)\right]$ v rovnici (19)). Růst mezního sklonu k úsporám totiž vyvolává protisměrnou reakci mezního sklonu ke spotřebě domácích i zahraničních statků. Konečný efekt do agregátní poptávky závisí na rozsahu substituce mezi spotřebou pokrytou importem a spotřebou uspokojenou domácí výrobou. Zatímco pokles spotřeby krytý poklesem IM nemá bezprostřední dopad do velikosti domácí absorpce a ZSZ, klesající spotřeba krytá domácí výrobou tlak na ZSZ vyvolává. Dopad do IM je na jedné straně otázkou struktury IM, tj. do jaké míry ekonomika dováží statky zbytné, nebo spíše statky nezbytné s nízkou možností substituce IM při poklesu důchodu. Vysoký podíl zbytných statků implikuje vyšší negativní kovarianci soukromých úspor a IM. Celkový dopad je přirozeně zesílen, pokud souběžně s růstem úspor dochází ke znehodnocení domácí měny a tím rostou ceny IM. Předpokládáme, že malá otevřená ekonomika nemá schopnost ovlivnit ceny IM, tzn. že je cenovým příjemcem a pokles její poptávky po IM tak nevyvolá pokles zahraniční ceny IM. Na druhé straně je dopad do IM dán tím, do jaké míry změna úsporového chování probíhá odlišně v rámci sektoru domácností a firem (popř. vlády). Pochází-li např. růst úspor primárně ze sektoru firem, které redukují investice a tím import technologií, může kovariance soukromých úspor a IM dosahovat vysokých negativních hodnot bez dopadu do zásob. Svoji roli hraje také pozitivní korelace mezi EX a IM, která vychází z toho, že část produkce přirozeně nasává dovozy ze zahraničí. Její velikost je v konečném důsledku otázkou korelace ekonomických cyklů v domácí a zahraniční ekonomice.

3. Mikroekonomické přístupy k dynamice stavu zásob v kontextu změny poptávky

Makroekonomický pohled na ZSZ vychází ze změny agregátní poptávky a opomíjí motivace firem k tvorbě zásob. V zásadě existují dvě základní mikroekonomické teorie, které se snaží objasnit, proč firmy drží zásoby. Tyto teorie pak také určují, jakým způsobem by se měl stav zásob ve firmě vyvíjet s ohledem na externí vlivy. Je to (S,s) model a Production smoothing model. Každý z nich stojí na odlišných základech, přičemž první je vhodný spíše pro firmy orientované na obchod (Caplin, 1985), druhý pro výrobní podniky (Khan, 2003).

(S,s) model a reakce stavu zásob na očekávanou a neočekávanou změnu poptávky v krátkém a dlouhém období

(S,s) modelem se zabýval například Arrow a kol. (1951) či Scarf (1959). Model předpokládá, že se bude objem zásob ve firmě vyvíjet v rámci stanoveného intervalu

(S) a (s) – princip fungování modelu je popsán například v Mosser (1991).[1] Jestliže je aktuální stav zásob ve firmě mezi horní (S) a dolní hranicí (s), firma zásoby nijak nezvyšuje, pouze je rozprodává. Jakmile objem zásob klesne na stanovenou dolní hranici (s), firma zásoby nakoupí a to v takovém rozsahu, že objem dosáhne horní hranice (S). Objem nakoupených zásob je pak roven rozdílu mezi horní a dolní hranicí. Po naskladnění budou zásoby opět rozprodávány. Důležitým předpokladem modelu je, že dochází k okamžitému naskladnění zásob na horní mez (Scarf, 1959 či Arrow a kol., 1951).

Důvod tohoto chování firmy pak lze hledat ve fixních nákladech, které jsou spojeny s dodávkou nových zásob (Khan, 2003), a v nákladech z případného nedostání poptávce – dle Scarf (1959) tzv. „shortage cost". Proti těmto nákladům však působí náklady uskladnění doručených zásob (např. Scarf, 1959). Lze předpokládat, že firma bude mít motiv vykazovat uvedené chování tehdy, pokud budou náklady spojené s dodávkou a „shortage cost" nezanedbatelné a náklady na uskladnění nepříliš vysoké. V kontextu těchto tří parametrů pak dojde i k nastavení rozsahu intervalu, ale i konkrétnímu umístění dolní a horní hranice. Dle Arrow a kol. (1951) jsou tyto parametry jedinými, které má firma plně pod kontrolou. Lze předpokládat, že s rostoucím obratem bude docházet jak k rozšiřování intervalu, tak k jeho posunu směrem k vyšším hodnotám.

Reakce stavu zásob ve firmě mezi dvěma okamžiky je dána počátečním stavem zásob a velikostí poptávkového šoku, kterému firma čelí (viz např. Khan, 2003). Jestliže je počáteční stav zásob vysoký a firma čelí mírnému pozitivnímu poptávkovému šoku, dojde k poklesu zásob, ale zásoby nedosáhnou dolní hranice. Díky tomu je v druhém okamžiku pozorován nižší stav zásob. Jestliže je počáteční stav nízký a firma čelí mírnému pozitivnímu poptávkovému šoku, dojde k dosažení dolní hranice (s), firma zásoby doplní a v druhém časovém okamžiku je možné pozorovat vyšší stav zásob. S rostoucí sílou poptávkového šoku bude dopad na ZSZ stále méně určitý, jelikož bude velmi záležet na vzájemném vztahu mezi původní výší stavu zásob a sílou šoku. Model v základní podobě tedy dokáže uspokojivě vysvětlit, proč zásoby ve firmě reagují na pozitivní poptávkový šok poklesem stavu zásob i růstem stavu zásob. Khan (2003) tuto univerzálnost modelu ztotožňuje s potenciální negativní i pozitivní korelací mezi změnou objemu zásob na skladě a poptávkou (prodeji firmy).

Nadále předpokládejme, že pozitivní poptávkový šok má takovou sílu, že dojde k dosažení úrovně (s). Jestliže opustíme předpoklad okamžitého naskladnění zásob v případě dosažení dolní meze (s), lze rozlišit reakci zásob na změnu v poptávce v krátkém a dlouhém období. Pokud se zvýší poptávka, dojde ke snížení zásob na úroveň (s). Jelikož však nedojde k okamžitému naskladnění, budou v krátkém období zásoby reagovat poklesem. V delším horizontu však dojde k opětovnému naskladnění na horní mez (S) a zásoby budou reagovat svým růstem. K ještě výraznějšímu zpoždění dojde, pokud budeme uvažovat přenos volatilní poptávky obchodních firem na firmy výrobní. V krátkém období (období t) klesnou zásoby v obchodní firmě,

1 Model vysvětluje chování zejména obchodních firem. Lze však uvažovat, že tyto obchodní firmy přenáší šoky v poptávce i na výrobní firmy.

jak již bylo řečeno. V časovém okamžiku t+x dojde k jejich doplnění v obchodní firmě, ale zároveň poklesu ve firmě výrobní – výrobní firma následně navýší výrobu, aby zboží opět doplnila. Teprve v období $t+x+n$ dojde k navýšení zásob i ve výrobní firmě a tedy i k navýšení zásob jako celku – v obchodní firmě + výrobní firmě.

Vložme do modelu faktor očekávání. Firma predikuje pozitivní poptávkový šok a očekává, že okamžitý stav zásob nebude stačit k pokrytí nové poptávky. Ztráta z nedostání poptávce pak může být vyšší než náklady spojené s dodáním zásob a firma tak zvýší stav zásob na úroveň (S) s předstihem bez ohledu na původní stav zásob. Pokud je očekávání správné, dojde k růstu zásob s předstihem proti růstu poptávky. V případě negativního poptávkového šoku dojde jen ke zbrzdění poklesu zásob. Lze tedy očekávat, že v krátkém období bude vliv negativního poptávkového šoku na vývoj zásob pozitivní v tom smyslu, že zásoby budou klesat pomaleji než v situaci, kdy by nepůsobil negativní poptávkový šok. Negativní poptávkový šok však nezpůsobí opačný vývoj zásob. Neplatí tedy, že ve chvíli, kdy je stav zásob mezi hranicí (s) a (S) a dojde k negativnímu poptávkovému šoku, nastane růst zásob. Vliv negativního poptávkového šoku dokáže pokles zásob jen zpomalit, nebude je však doplňovat – k doplnění dojde až ve chvíli, kdy zásoby klesnou na úroveň (s).

Jestliže se dlouhodobě zvyšuje poptávka po zboží firmy, je třeba, aby firma v rámci (S,s) modelu na tento vývoj reagovala. Bude docházet k rozšiřování intervalu mezi horní hranicí (S) a dolní hranicí (s). Taktéž se bude interval posouvat ve směru osy y. S trvajícím růstem poptávky tak porostou i zásoby ve firmě. Tento dlouhodobý nárůst zásob ovlivněný navyšováním poptávky je možné propojit s růstem potenciálního produktu na makroekonomické úrovni. Bude pak platit, že agregované zásoby ve všech firmách v ekonomice porostou s tím, jak se bude navyšovat potenciální produkt, tj. $\sum_{i=1}^{k} \Delta SZ_{t\to n} = +f\left(\Delta Y_{pot,t\to n}\right)$, kde k vyjadřuje počet firem v ekonomice.

Production smoothing model a reakce stavu zásob na očekávanou a neočekávanou změnu poptávky v krátkém a dlouhém období

Production smoothing model stojí na předpokladu, že náklady přizpůsobení produkce volatilní poptávce jsou příliš vysoké (Khan, 2003). Tyto vysoké náklady plynou například z dodatečných investic do výrobních zařízení, najímání dalších pracovních sil, placení přesčasů (v případě růstu produkce v důsledku navýšení poptávky). V případě poklesu poptávky a snížení produkce pak naopak náklady plynou z nevyužívaného výrobního vybavení či dokonce jeho prodeje, propouštění zaměstnanců a placení odstupného a dalších. Změně v poptávce je pak vhodné přizpůsobovat spíše stav zásob ve firmě.

Je patrné, že tento model je více vhodný pro výrobní podniky, k čemuž se staví i Khan (2003). Jestliže dojde k dočasnému poklesu poptávky po produkci firmy, výroba zůstane nezměněna a neprodaný přebytek se uskladní do zásob. V případě dočasného růstu poptávky po produkci firmy zůstane opět produkce nedotčena a zvýšená poptávka bude uspokojena ze zásob firmy. Na růst/pokles poptávky tak zásoby reagují

poklesem/růstem, variabilita produkce je tak nižší než variabilita poptávky – existence zásob umožňuje firmě produkci vyhlazovat. Důvodem opačného vývoje poptávky a zásob a vyšší variability poptávky v relaci k produkci jsou rostoucí mezní náklady produkce (Fitzgerald, 1997). Firma bude držet zásoby tehdy, pokud nebudou náklady spojené s uskladněním příliš vysoké, mezní náklady porostou v dostatečné míře a firma bude zohledňovat budoucí náklady – diskontní faktor není příliš nízký. Dle Fitzgerald (1997) můžeme nákladovou funkci specifikovat ve formě $TC_t = \alpha TP_t + \beta TP_t^2 + \gamma SZ_t^2$, kde TC_t jsou celkové náklady firmy spojené s produkcí a uskladněním zásob v období t, TP_t představuje hodnotu produkce v období *t* a SZ_t hodnotu uskladněných zásob ve firmě na konci období *t*. Pro jednotlivé parametry modelu platí, že $\alpha, \beta > 0$ – mezní náklady produkce jsou rostoucí. Zároveň platí, že $\gamma \geq 0$ – náklady uskladnění vyrobené produkce nemohou být záporné. Uvedené parametry tak určují, jaká část hodnoty produkce/uskladněných zásob připadá na náklady spojené s produkcí a uskladněním.

Lze usuzovat, že chování firmy neovlivní, zda dokáže dočasný poptávkový šok predikovat či nikoliv. Důležitým parametrem modelu jsou rostoucí mezní náklady produkce, které způsobí, že se firmě nevyplatí produkci měnit. V případě očekávaného šoku se tedy bude firma chovat stejně, jako v případě neočekávaného – ve chvíli, kdy šok nastane, dojde ke snížení/růstu zásob ve firmě. Firma tedy nereaguje s předstihem, produkce je neměnná a zásoby se přizpůsobují až v období, kdy firma šoku čelí.

I u tohoto modelu lze očekávat, že v případě dlouhodobého (trvalého) růstu poptávky po produkci bude docházet k růstu stavu zásob – ten ovšem poplyne z růstu produkce, kdy již firma musí vynaložit náklady na přizpůsobení produkce změně v poptávce. Teprve tehdy mohou zásoby fungovat jako nárazník zmírňující výkyvy v poptávce (Khan, 2003). Produkci se tedy firmě vyplatí přizpůsobit až tehdy, kdy se nejedná o dočasný poptávkový šok, ale ve chvíli, kdy jsou změny v poptávce trvalé.

Production smoothing model s cílovou úrovní zásob a s klesajícími mezními náklady

Dle Eichenbaum (1989) je pro firmu výhodné, když drží předem stanovený poměr zásob a svých prodejů a odchýlení od tohoto poměru je nákladné. Tento předpoklad může mít opodstatnění například v opatrnosti, aby firma za jakýchkoli okolností dostála aktuální poptávce. Jestliže přitom dojde ke zvýšení poptávky po výrobcích firmy, firma nedokáže okamžitě přizpůsobit produkci a budou pokryty ze zásob. Růst poptávky je tak spojen s poklesem zásob. V dlouhém období však firma svoji produkci přizpůsobí z toho důvodu, aby pokryla novou úroveň poptávky, ale zároveň dosáhla stanoveného poměru zásob k prodejům. Dojde k navýšení produkce ale i zásob – zásoby tak se zpožděním vzrostou (viz reakce produkce a zásob ve Fitzgerald (1997). Jak poznamenává Eichenbaum (1989), není v tomto modelu důvod očekávat, že bude variabilita poptávky vyšší než variabilita produkce.

Předpoklad klesajících mezních nákladů produkce ve firmě implikuje, že s růstem produkce klesají náklady na produkci poslední jednotky. Nákladová funkce firmy se neliší od funkce definované pro klasický Production smoothing model, platí však, že

$\beta < 0$ (Fitzgerald, 1997). Potom ve chvíli, kdy vzroste poptávka, je pro firmu výhodné produkci výrazně navýšit (nejen o změnu v poptávce) – jak tvrdí Ramey (1991), pro firmu je vhodné na malou změnu v poptávce zareagovat výraznou změnou ve výrobě. Firma tak vytvoří zásoby za relativně nižší náklady, než by je tvořila při stabilním, ale nižším objemu produkce. Uvedená úvaha samozřejmě platí i pro situaci, kdy firma čelí negativní změně v poptávce. Firma sníží produkci více, než by odpovídalo snížení poptávky. Převis poptávky nad produkcí pokryje ze zásob, které byly vytvořeny v období silnější poptávky. S růstem/poklesem poptávky po produkci tak rostou/klesají i zásoby na skladě firmy, což následně opět implikuje i vyšší variabilitu produkce vzhledem k poptávce.

4. Empirická analýza dynamiky změny stavu zásob, soukromých úspor a importu v České republice v letech 1999–2012

Data

Vstupem pro analýzu jsou kvartální data jednotlivých agregátů v běžných cenách (1. čtvrtletí 1999 – 4. čtvrtletí 2012) – jejich následná úprava je obdobná jako v Kučera (2012). Data jsou převedena do stálých cen (1. čtvrtletí 1999) pomocí jim příslušných mezikvartálních deflátorů. Soukromé úspory jsou deflovány implicitním deflátorem HDP. ZSZ není deflována (jedná se o bilanční položku, ke které neexistuje příslušný cenový index) – je tedy dopočtena s pomocí získané I, THFK a ČPC v cenách 1. čtvrtletí 1999. Zde je třeba poznamenat, že v dopočtené ZSZ ve stálých cenách bude alokováno reziduum vzniklé řetězením I, THFK a ČPC. Přesto lze o jeho hodnotách uvažovat jako o přesnějších, než kdyby byly dopočítány způsobem, jako je tomu při jeho primárním získávání v běžných cenách – jedná se o reziduum mezi HDP vypočteným produkční a výdajovou metodou (více například Fischer, 2005).

Z toho důvodu, aby byla zajištěna aditivita ve smyslu rovnosti HDP ve stálých cenách a jeho výdajových složek ve stálých cenách, budou hodnoty bilancovány. Pro každý časový okamžik je spočítán rozdíl mezi deflovaným HDP a součtem deflovaných výdajových složek. Tento rozdíl je následně mezi HDP a jednotlivé složky distribuován dle vah. Tímto dojde k nastolení aditivity a vzájemné vztahy mezi agregáty nebudou nikterak zkresleny. KP jsou dopočteny sumací příslušných bilancovaných výdajových složek.

Ze získaných agregátů ve stálých cenách (nebilancovaných) jsou separovány trendové a cyklické složky. Původní časovou řadu očišťujeme a zkoumáme trend/cyklus zejména z toho důvodu, že původní řady jsou nestacionárního charakteru. Druhým důvodem je snaha odlišit vztahy mezi řadami v rámci trendu od vztahů v cyklu, na které budou pravděpodobně působit odlišné faktory. Trend je získán s pomocí Hodrickova-Prescottova filtru. Dle Hodrick a Prescott (1997) lze každou časovou řadu y_t rozložit na trendovou a cyklickou složku, tj. $y_t = g_t + c_t$, kde g_t je trendová složka a c_t je cyklická složka. Cyklické složky jsou uvažovány jako odchylky od trendové složky s průměrem blížícím se nule. K separaci cyklu od trendu dle autorů

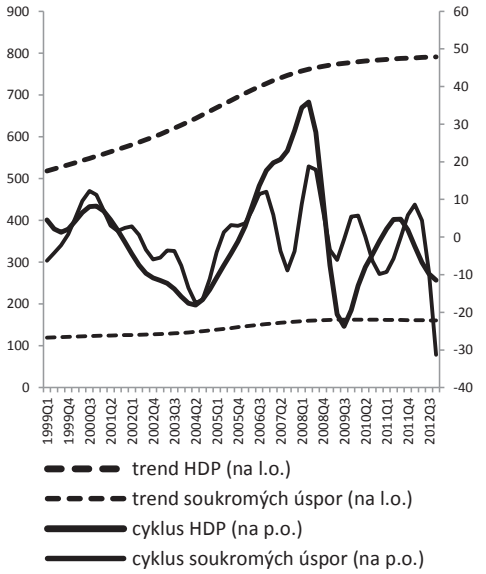
dojde minimalizací výrazu $\left\{\sum_{(t=1)}^{T} c_t^2 + \lambda \sum_{(t=1)}^{T} [(g_t - g_{(t-1)}) - (g_{(t-1)} - g_{(t-2)})]^2\right\}$. Parametr λ slouží k určení, jak vyhlazená by trendová složka měla být – s růstem parametru dochází k získání vyhlazenějšího trendu, s růstem parametru k nekonečnu se trend blíží lineárnímu trendu. Autoři pro analýzu kvartálních dat nastavují parametr λ =1600, která je využita i v této práci.

Zbývající část agregátů po odstranění trendu je očištěna Butterworthovým filtrem. Tento filtr v časové řadě rozliší složky na tzv. vysokofrekvenční a nízkofrekvenční (např. Pollock, 2000). Naším cílem je získat z časové řady (po odstranění trendu) cyklus. Cyklus bude pravděpodobně složkou, která má v řadě nejnižší frekvenci (pravidelnost). Z řady filtrujeme nízkofrekvenční část, ve vysokofrekvenční části pak zůstanou zbývající složky – tedy například sezónnost či náhodná složka. Trend/cyklus ZSZ je dopočten s pomocí trendů/cyklů I, THFK a ČPC. Získané trendové a cyklické složky jsou bilancovány. Bilancovaná trendová a cyklická složka KP je získána sumací příslušných bilancovaných výdajových složek.

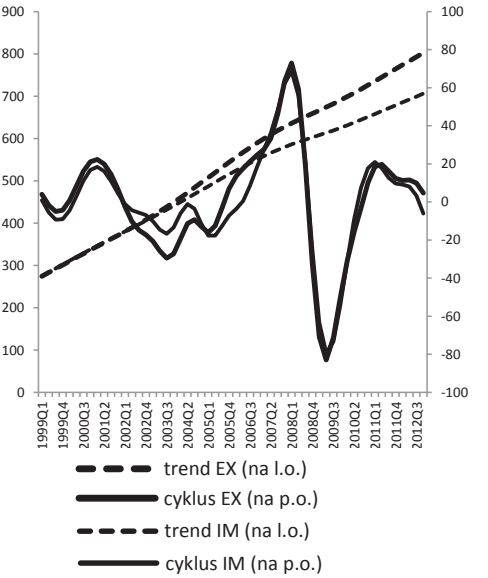
K empirické analýze jsou k dispozici hodnoty HDP, jednotlivých výdajových složek a soukromých úspor ve stálých cenách, přičemž splňují požadavek aditivity. Dále jsou k dispozici trendové a cyklické složky HDP, jednotlivých výdajových složek a soukromých úspor ve stálých cenách – i tyto splňují požadavek aditivity. V grafech 1–5 jsou zobrazeny získané hlavní trendové a cyklické složky (bilancované). Všechny trendy s výjimkou ZSZ a tvorby hrubého fixního kapitálu lze označit za rostoucí, a to i přesto, že jak u HDP, tak KP, úspor a výdajů na konečnou spotřebu sektoru domácností či výdajů na konečnou spotřebu vládních institucí došlo ve zhruba třetí třetině časové řady k výraznému zpomalení růstu – vlivem dopadů finanční krize do výkonnosti tuzemské ekonomiky. Trend tvorby hrubého fixního kapitálu/ZSZ lze označit za rostoucí jen v prvních dvou třetinách/první polovině časové řady. Na zbývajících úsecích se trendové hodnoty postupně snižovaly – svojí roli jistě sehrálo zmíněné snížení výkonnosti ekonomiky, vzhledem k tomu, že ke zlomu u ZSZ došlo již dříve (na přelomu roku 2006 a 2007), lze očekávat, že působily i jiné faktory.

Na cyklické složce HDP je velmi dobře patrný hospodářský cyklus tuzemské ekonomiky – všimněme si výrazných hodnot v období konjunktury (2004–2008) či značného propadu v cyklu na přelomu let 2008/2009 vlivem negativního působení dopadů finanční krize. Velmi obdobně se jeví průběh cyklu KP – vzhledem k tomu, že KP v sobě obsahují všechny výdajové složky HDP s výjimkou ZSZ, není vzájemná podobnost řad nahodilá. Za zmínku stojí zajisté i cyklus vlastní ZSZ, který je v porovnání s hodnotami trendové složky velmi výrazný a svědčí o vysokém kolísání ZSZ v hospodářském cyklu.

Graf č. 1
HDP a soukromé úspory
(v mld. Kč, stálé ceny, bilancováno)

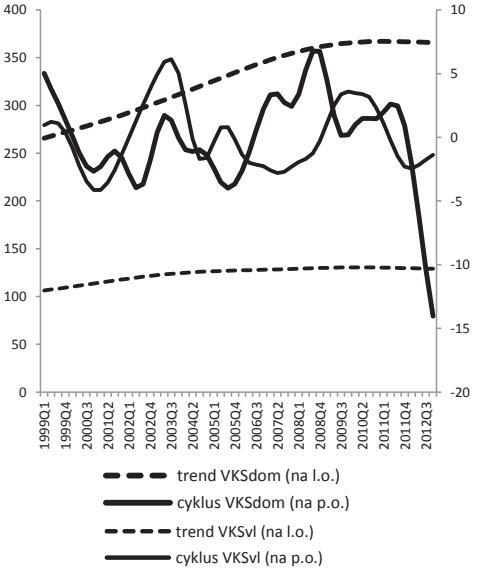


Graf č. 2
Export a import
(v mld. Kč, stálé ceny, bilancováno)

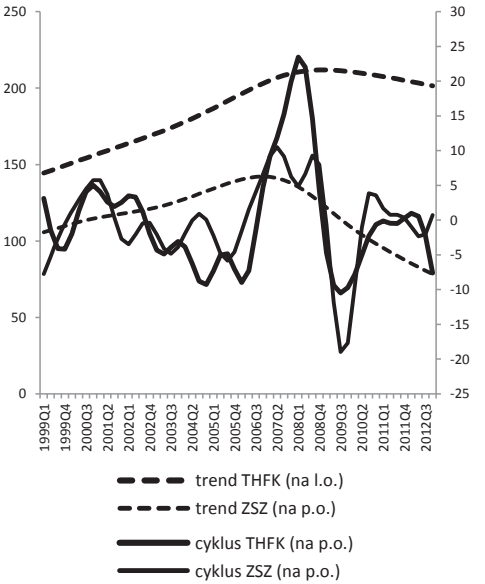


Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Graf č. 3
Výdaje na konečnou spotřebu domácností, vládních institucí
(v mld. Kč, stálé ceny, bilancováno)

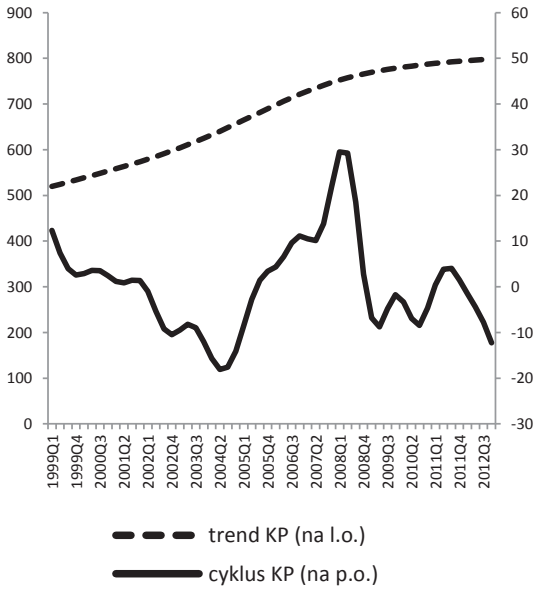


Graf č. 4:
THFK a ZSZ
(v mld. Kč, stálé ceny, bilancováno)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Graf č. 5
Konečné prodeje (v mld. Kč, stálé ceny, bilancováno)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Analýza variability a korelačních koeficientů trendových a cyklických složek HDP, užití HDP a úspor

Z výpočtů variability trendových složek (tabulka 1) vyplývá, že rozptyl trendu KP je mírně vyšší než rozptyl trendu HDP. Trend ZSZ tak mírně tlumí variabilitu trendu HDP vzhledem k trendu KP. Jestliže platí, že hodnoty (trendu, cyklu) HDP jsou rovny součtu hodnot (trendu, cyklu) KP a ZSZ, můžeme rozptyl HDP rozložit na var(HDP) = var(KP) + var(ZSZ) + 2cov(KP, ZSZ). Vzhledem k tomu, že je kovariance mezi trendem ZSZ a trendem KP negativní, plyne z uvedené rovnice, že vliv rozptylu trendu ZSZ a KP na celkový rozptyl HDP je nadhodnocen. Variabilita trendu HDP je tak tvořena z méně než 0,2 % rozptylem trendu ZSZ a z méně než 101,5 % rozptylem trendu KP. Vliv trendu ZSZ na určování variability trendu HDP je tak zanedbatelný. Z vyššího rozptylu trendu KP proti trendu HDP by se mohlo zdát, že u trendových složek převažoval faktor neochoty firem přizpůsobovat produkci volatilní poptávce. Vzhledem k tomu, že variabilita trendu KP je vyšší než variabilita trendu HDP jen o 1,5 %, lze usuzovat, že tento faktor nebude nikterak významný.

Je zřejmé, že hodnoty rozptylu trendových složek jednotlivých řad jsou determinovány hodnotami těchto složek, resp. jejich úrovní – proto rozptyl málo objemově významného trendu ZSZ je výrazně nižší než rozptyl objemově významných trendových složek EX a IM. Jako alternativní ukazatel o variabilitě časových řad, který umožní i vzájemnou komparaci variability trendů, použijeme variační koeficient. V případě

hodnocení variability trendů s pomocí variačního koeficientu vyplývá značná kolísavost trendu ZSZ. Variačnímu koeficientu trendu ZSZ se ani zdaleka nepřibližuje žádný další agregát. Je zřejmé, že ačkoliv je role trendu ZSZ v utváření celkové variability trendu HDP téměř nevýznamná (viz rozklad rozptylu trendu HDP), je její variabilita v porovnání s ostatními řadami mnohem vyšší.

Tabulka 1
Variabilita trendových složek jednotlivých agregátů (v mil. Kč, v %)

Řada	Rozptyl řady	Rozptyl řady/ Rozptyl HDP	Aritmetický průměr	Směrodatná odchylka	Variační koeficient
HDP	8 821 832 253	100,0 %	680 689	93 925	13,8 %
C_D	1 201 726 567	13,6 %	328 564	34 666	10,6 %
C_{NI}	577 392	0,0 %	4 534	760	16,8 %
C_V	50 951 419	0,6 %	124 130	7 138	5,8 %
I	526 662 830	6,0 %	188 949	22 949	12,1 %
THFK	505 551 441	5,7 %	187 125	22 484	12,0 %
ČPC	7 004	0,0 %	862	84	9,7 %
EX	25 348 693 034	287,3 %	540 268	159 213	29,5 %
IM	16 378 302 741	185,7 %	505 756	127 978	25,3 %
S	264 198 111	3,0 %	143 655	16 254	11,3 %
ZSZ	14 482 568	0,2 %	962	3 806	395,4 %
KP	8 950 617 584	101,5 %	679 727	94 608	13,9 %

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Tabulka 2
Korelační koeficienty mezi trendovými složkami jednotlivých agregátů (v %)

Řada	HDP	CD	CNI	CV	I	THFK	ČPC	EX	IM	S	ZSZ	KP
HDP	100,0	99,9	98,8	93,4	93,9	98,2	87,6	98,7	99,1	99,0	-16,0	99,9
C_D	99,9	100,0	98,4	94,6	94,6	98,6	89,0	98,3	98,9	98,6	-13,9	99,7
C_{NI}	98,8	98,4	100,0	88,4	93,4	97,4	79,4	96,7	96,7	99,5	-14,1	98,7
C_V	93,4	94,6	88,4	100,0	94,8	95,4	95,1	90,0	92,1	88,4	6,0	92,5
I	93,9	94,6	93,4	94,8	100,0	98,6	81,8	87,4	89,3	92,6	18,5	92,5
THFK	98,2	98,6	97,4	95,4	98,6	100,0	85,8	94,0	95,2	97,2	2,0	97,4
ČPC	87,6	89,0	79,4	95,1	81,8	85,8	100,0	88,2	90,0	81,3	-15,8	87,6
EX	98,7	98,3	96,7	90,0	87,4	94,0	88,2	100,0	99,9	97,3	-30,3	99,2
IM	99,1	98,9	96,7	92,1	89,3	95,2	90,0	99,9	100,0	97,2	-26,1	99,4
S	99,0	98,6	99,5	88,4	92,6	97,2	81,3	97,3	97,2	100,0	-18,1	99,0
ZSZ	-16,0	-13,9	-14,1	6,0	18,5	2,0	-15,8	-30,3	-26,1	-18,1	100,0	-19,9
KP	99,9	99,7	98,7	92,5	92,5	97,4	87,6	99,2	99,4	99,0	-19,9	100,0

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Pro všechny agregáty platí, že jejich trendový růst/pokles je z hlediska korelačních koeficientů spojen s trendovým růstem/poklesem HDP (tabulka 2). Výjimkou je pouze ZSZ – korelační koeficient mezi trendovou složkou ZSZ a HDP (vč. ZSZ a úspor, resp. IM) nabývá mírně záporné hodnoty. Jestliže byl mezi trendem ZSZ a HDP nalezen mírně záporný vztah, platí, že s růstem produkce (potenciálního produktu) klesá ochota (potřeba) firem vyrábět na sklad. Ze záporné korelace mezi trendem ZSZ a HDP však nelze určit, zda se s růstem trendu HDP snižuje trend ZSZ a stále zůstává pozitivní či zda klesá do záporných hodnot a klesá i vlastní stav zásob v ekonomice. Lze usuzovat, že s růstem poptávky po produkci firem v ekonomice bude klesat jejich ochota (potřeba) vyrábět na sklad. Toto zjištění tak podporuje tezi, že firmy upřednostňují faktor vyhlazování produkce s tím, že výkyvy v poptávce alokují do zásob. Dalším možným vysvětlením je, že skutečný trendový nárůst KP je vyšší než očekávaný, firmy jsou trendovým nárůstem překvapeny a musely snižovat ZSZ. Lze však uvažovat i vysvětlení, že trendově dochází k optimalizaci managementu zásob, díky čemuž firmy potřebují menší přírůstek zásob i navzdory růstu KP a dalších složek HDP. Je však třeba podotknout, že vliv uvedených faktorů bude pravděpodobně poměrně slabý – v důsledku pouze slabé provázanosti trendových složek ZSZ s KP a jen mírně vyšší variability trendu KP v porovnání s HDP, jak již bylo zmíněno.

Tabulka 3
Variabilita cyklických složek jednotlivých agregátů (v mil. Kč, v %)

Řada	Rozptyl řady	Rozptyl řady/ Rozptyl HDP	Aritmetický průměr	Směrodatná odchylka	Variační koeficient
HDP	191 030 196	100,0 %	16	13 821	86703,1 %
C_D	13 345 746	7,0 %	-118	3 653	-3086,9 %
C_{NI}	46 524	0,0 %	-6	216	-3808,6 %
C_V	6 815 014	3,6 %	1	2 611	331004,4 %
I	154 244 819	80,7 %	-247	12 420	-5034,9 %
THFK	59 701 399	31,3 %	-18	7 727	-41805,5 %
ČPC	22 798	0,0 %	1	151	12299,8 %
EX	871 512 781	456,2 %	591	29 521	4994,6 %
IM	751 318 859	393,3 %	205	27 410	13355,5 %
S	79 645 249	41,7 %	-292	8 924	-3054,1 %
ZSZ	34 368 361	18,0 %	-229	5 862	-2555,4 %
KP	104 688 562	54,8 %	245	10 232	4170,2 %

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

K navýšení variability cyklických složek v porovnání s trendovým vývojem (poměr rozptylu složky/rozptylu HDP) došlo u všech složek, výjimkou je pouze pokles variability výdajů na konečnou spotřebu domácností (svědčí o strnulosti spotřeby domácností v hospodářském cyklu) a variability KP (tabulka 3). K poměrně razantnímu navýšení variability došlo i u ZSZ, která v případě cyklického vývoje dosahuje

téměř pětiny variability HDP. Význam složky ZSZ v utváření volatility HDP je tak v případě cyklického vývoje mnohem markantnější než v případě trendového vývoje. Vzhledem k tomu, že je kovariance mezi cyklem ZSZ a cyklem KP pozitivní (tabulka 4), plyne z výše uvedené rovnice, že vliv rozptylu cyklu ZSZ a KP na celkový rozptyl cyklu HDP je podhodnocen. Variabilita cyklické složky HDP je tak tvořena z více než 18 % rozptylem cyklu ZSZ a z více než 54,8 % rozptylem cyklu KP. Vliv cyklické složky ZSZ na určování cyklu HDP je tak velmi vysoký.

Pro cyklus platí, že samotný rozptyl KP je nižší než rozptyl HDP. Pro cyklické složky tak na rozdíl od trendového vývoje zjišťujeme, že cyklus ZSZ navyšuje variabilitu cyklu HDP vzhledem k variabilitě cyklu KP. Ačkoliv lze usuzovat o relativně silném vlivu cyklického kolísání ZSZ na kolísání HDP, je vlastní variabilita cyklu ZSZ v porovnání s ostatními cyklickými složkami mnohem méně výrazná – usuzujeme o tomto z variačního koeficientu.

Tabulka 4
Korelační koeficienty mezi cyklickými složkami jednotlivých agregátů (v %)

Řada	HDP	C_D	C_{NI}	C_V	I	THFK	ČPC	EX	IM	S	ZSZ	KP
HDP	100,0	44,6	54,5	-61,1	88,8	86,7	-19,4	82,4	79,1	54,6	74,5	92,4
C_D	44,6	100,0	8,5	13,4	34,3	38,6	21,1	4,5	12,5	32,9	21,4	48,0
C_{NI}	54,5	8,5	100,0	-44,3	33,2	33,8	-22,2	48,0	37,0	17,1	26,3	58,5
C_V	-61,1	13,4	-44,3	100,0	-56,2	-45,8	69,7	-67,3	-56,2	-33,1	-60,4	-47,9
I	88,8	34,3	33,2	-56,2	100,0	93,8	-8,9	79,8	85,9	34,9	88,5	69,3
THFK	86,7	38,6	33,8	-45,8	93,8	100,0	1,6	74,6	80,2	41,1	66,8	78,8
ČPC	-19,4	21,1	-22,2	69,7	-8,9	1,6	100,0	-30,2	-17,5	-11,5	-23,6	-12,6
EX	82,4	4,5	48,0	-67,3	79,8	74,6	-30,2	100,0	96,9	28,3	71,4	70,3
IM	79,1	12,5	37,0	-56,2	85,9	80,2	-17,5	96,9	100,0	20,2	76,8	62,9
S	54,6	32,9	17,1	-33,1	34,9	41,1	-11,5	28,3	20,2	100,0	20,1	62,2
ZSZ	74,5	21,4	26,3	-60,4	88,5	66,8	-23,6	71,4	76,8	20,1	100,0	43,3
KP	92,4	48,0	58,5	-47,9	69,3	78,8	-12,6	70,3	62,9	62,2	43,3	100,0

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

V případě vývoje cyklických složek je vztah mezi HDP a ostatními výdajovými složkami pozitivní – výjimkou je pouze mírná záporná provázanost mezi HDP a ČPC a poměrně silná záporná závislost HDP s výdaji na konečnou spotřebu vládních institucí – platí tedy, že se vládní instituce chování anticyklicky a tlumí přizpůsobováním svých výdajů hospodářský cyklus. Vztah ZSZ a KP v cyklu je pozitivní a poměrně silný. S růstem/poklesem poptávky po produkci tak roste/klesá tendence firem navyšovat ZSZ. Toto zjištění ve spojení s nižší variabilitou cyklu KP vzhledem k HDP (jak v pojetí rozptylu, tak variačního koeficientu) svědčí o jiných efektech, které mají na chování firem v cyklu vliv, než je vyhlazování produkce – například klesající mezní náklady produkce či snaha držet stanovený poměr zásob a prodejů (opatrnostní motiv). Může působit i skutečnost, že firmy správně očekávají cyklus KP a nejsou skutečnou poptávkou překvapovány – pokud je jejich cílem s růstem poptávky navyšovat i ZSZ.

Pokud je jejich cílem mít ZSZ v konstantní výši, pak lze usuzovat, že jsou firmy překvapovány skutečnou výši poptávky v tom smyslu, že jejich předpoklad o poptávce byl pozitivnější a vyrobený a zároveň neprodaný produkt jsou nuceny uskladňovat do zásob.

Cyklické kolísání úspor má slabě pozitivní kovarianci s cyklem ZSZ a IM. To naznačuje, že cyklus úspor je spojován jen s omezeným překvapením v poptávce po domácích statcích a současně že cyklus úspor je doprovázen odlišným cyklem IM, ale nikoli jeho opačným znaménkem. Lze tak dovozovat, že použití domácích a zahraničních statků v rámci spotřeby a investic není synchronizováno, přičemž v jejich cyklu hrají důležitou roli také zahraniční zdroje kapitálu (import kapitálu). Asynchronní vývoj stojí i za vysokou pozitivní kovariancí mezi cyklem IM a ZSZ, kdy dochází k substituci domácích statků statky importovanými, což vytváří neočekávaný poptávkový šok, jehož projevem je ZSZ. Vzhledem k pevné vazbě cyklu exportu a IM lze tedy předpokládat, že IM je více tažen firmami než finální spotřebou a že tak cyklus ZSZ je vysvětlitelný neočekávaným chování soukromé a vládní spotřeby domácích statků. Ukazuje se také, že cyklus úspor je pozitivně korelován s HDP, ale korelační koeficient není vysoký. Dynamika ekonomické aktivity tak zřetelně není jediným zdrojem cyklu úspor, ale stejně tak platí, že v otevřené ekonomice domácí úspory nejsou výhradním zdrojem financování ekonomického růstu.

Analýza vzájemných vazeb cyklické změny stavu zásob, soukromých úspor a importu

Vazby mezi ZSZ, soukromými úsporami a IM testujeme v rámci obecného VAR modelu p-tého řádu, který poskytuje odhady parametrů (matice A) vztahu mezi aktuálními a zpožděnými hodnotami endogenních proměnných Y:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} A Y_{t-i} + V_t$$

V rámci odhadu pracujeme s tím, že matice Y je tvořena cyklickými hodnotami ZSZ, S, IM a matice V představuje chyby odhadu. Odhad je proveden prostřednictvím E-Views metodou nejmenších čtverců. Konečný řád zpoždění je vybrán na základě statistické významnosti odhadovaných parametrů v kombinaci s hodnotami Akaikeova a Schwarzova kritéria.

Výsledky odhadu modelu ukazují (tabulka 5) na relativně pevné a perzistentní vazby mezi všemi veličinami, přičemž tyto jsou statisticky významné na minimálně 5% hladině významnosti (velikost parametrů u ZSZ je ovlivněna o řád nižšími hodnotami oproti IM a úsporám). Lze usuzovat, že růst v cyklu úspor představuje v dalším období neočekávaný šok v podobě poklesu cyklu agregátní poptávky kompenzovaný růstem v cyklické ZSZ. Zpětně pak růst v cyklické ZSZ vyvolává opačné přizpůsobení v hospodářské aktivitě, na což reaguje privátní sektor zvýšením úspor. Současně dochází k ne zcela synchronizovanému vývoji poptávky subjektů po domácích a zahraničních statcích. Růst v cyklickém IM vyvolává růst v cyklu ZSZ, což by naznačovalo na určitou substituci domácích statků statky zahraničními a tím i realizaci neočekávaného poptávkového šoku. Růst v cyklickém IM zároveň indikuje pokles

úspor se zpožděním dvou období, a je tak určitým indikátorem budoucího uvolnění ve spotřebě na úkor opatrnostní tvorby úspor. Vyšší tvorba cyklických úspor na druhé straně ale není systematicky kompenzována poklesem IM, což potvrzuje, že spotřeba domácích statků reaguje na jiné faktory než spotřeba zahraničních statků. Z tohoto hlediska je import statků do domácí ekonomiky spíše importem statků, které mají charakter nezbytných statků určených primárně pro produkci statků na export (viz vysoký korelační koeficient IM a EX).

Tabulka 5
Odhad parametrů modelu VAR(2)

Proměnná	**ZSZ parametr (sm. odch.) (t-statistika)**	**S parametr (sm. odch.) (t-statistika)**	**IM parametr (sm. odch.) t-statistika**
ZSZ (-1)	1.186883 (0.06537) [18.1575]	0.093608 (0.19155) [0.48868]	-0.197464 (0.25497) [-0.77447]
ZSZ (-2)	-0.652744 (0.05175) [-12.6128]	0.577342 (0.15166) [3.80681]	0.848478 (0.20187) [4.20317]
S(-1)	0.081401 (0.03079) [2.64406]	1.779668 (0.09022) [19.7262]	0.026383 (0.12008) [0.21970]
S(-2)	-0.009593 (0.03359) [-0.28564]	-1.138832 (0.09842) [-11.5707]	-0.001544 (0.13101) [-0.01179]
IM(-1)	0.102623 (0.01376) [7.45841]	0.033498 (0.04032) [0.83077]	1.834019 (0.05367) [34.1723]
IM(-2)	-0.047334 (0.01497) [-3.16284]	-0.135136 (0.04386) [-3.08131]	-1.126191 (0.05837) [-19.2924]
Adj. R-squared	0.972252	0.900505	0.981524
Sum sq. resids	46236119	3.97E+08	7.03E+08
S.E. equation	981.4543	2876.140	3828.265
F-statistic	372.4060	96.93780	564.1031
Log likelihood	-445.4505	-503.5096	-518.9516
Akaike AIC	16.72039	18.87072	19.44265
Schwarz SC	16.94139	19.09172	19.66365
Mean dependent	3.006883	-107.7318	297.9594
S.D. dependent	5891.857	9118.196	28163.89
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.88E+19		
Log likelihood	-1463.405		
Akaike information criterion	54.86686		
Schwarz criterion	55.52985		

Zdroj: vlastní výpočty

5. Závěr

Analýza dynamiky ZSZ a její synchronizace se soukromými úsporami a importem přináší řadu zjištění, které potvrzují význam těchto veličin pro nestabilitu HDP. V teoretické části je představen koncept makroekonomického pojetí ZSZ jako výsledku střetu očekávání firem o budoucí poptávce a realizace neočekávaného poptávkového šoku. Zdrojem tohoto šoku mohou být strukturální a cyklické změny v tvorbě soukromých úspor a jejich nestabilní přenos do importu. Současně je tento makroekonomický pohled konfrontován s mikroekonomickým pojetím zásob v obchodní a výrobní firmě, v rámci kterého nelze jednoznačně určit směr přizpůsobení zásob očekávaným a neočekávaným změnám poptávky.

Variabilita trendové složky ZSZ je z pohledu variačního koeficientu ze všech sledovaných položek nejvyšší. Přesto je vliv této složky na určování variability trendu HDP v podobě rozptylu téměř nulový. Mírná záporná provázanost mezi trendem ZSZ a KP může poukazovat na to, že firmy nepřizpůsobují plně objem produkce poptávce a rozdíl odebírají ze ZSZ. Další možnou interpretací je, že firmy jsou v trendu skutečným růstem KP překvapovány a firmy tak musí snižovat tvorbu zásob. Třetím je skutečnost, že může docházet k trendové optimalizaci řízení stavu zásob a tedy nižší potřebě zvyšovat zásoby s trendovým růstem KP.

Variabilita cyklu ZSZ v podobě variačního koeficientu je sice ze všech sledovaných cyklických položek nejnižší, přesto je vliv této složky na určování variability trendu HDP v podobě rozptylu velmi výrazný. Provázanost mezi cyklem ZSZ a cyklem KP je silně pozitivní – vysvětlením mohou být například klesající mezní náklady produkce, snaha o držbu stanoveného poměru zásob a prodejů či správné očekávání firem ohledně cyklu KP.

Z odhadu parametrů VAR modelu lze usuzovat, že růst v cyklu úspor představuje neočekávaný šok v podobě poklesu cyklu agregátní poptávky kompenzovaný růstem v cyklické ZSZ. Současně dochází k ne zcela synchronizovanému vývoji poptávky subjektů po domácích a zahraničních statcích. Růst v cyklickém IM vyvolává růst v cyklu ZSZ, což naznačuje substituci domácích statků statky zahraničními a realizaci neočekávaného poptávkového šoku. Růst IM zároveň indikuje pokles úspor, a je tak určitým indikátorem uvolnění ve spotřebě na úkor opatrnostní tvorby úspor. Vyšší tvorba cyklických úspor ale není systematicky kompenzována poklesem IM, což potvrzuje, že spotřeba domácích statků reaguje na jiné faktory než spotřeba zahraničních statků. Z tohoto hlediska má IM charakter importu nezbytných statků určených primárně pro produkci statků na export.

Závěry provedených testů jsou limitovány tím, že z dostupných dat není možné určit, v jaké fázi výrobního cyklu zasahuje poptávkový šok tvorbu zásob, tedy zda dochází k hromadění zásob primárně v podobě hotových výrobků, nebo naopak v podobě materiálu, či rozpracované výroby. Potenciálem výzkumu do budoucna zůstává zejména rozšíření analýzy na sektorové členění tvorby zásob a jejich širší propojení s tvorbou úspor a hrubého fixního kapitálu.

Literatura

ARROW, K. J.; HARRIS, T.; MARSCHAK, J. 1951. Optimal Inventory Policy. *Econometrica*. 1951, Vol. 19, No. 3, pp. 250–272.

BARRO, R. J. 1974. Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*. 1974, Vol. 82, No. 6, pp. 1095–1117.

CAPLIN, A. S. 1985. The Variability of Aggregate Demand with (S, s) Inventory Policies. *Econometrica*. 1985, Vol. 53, No. 6, pp. 1395–1409.

CHERIF, R.; HASANOV, F. 2012. The Volatility Trap: Precautionary Saving, Investment, and Aggregate Risk. [IMF Working Paper no. 134]. International Monetary Fund, 2012.

ČSÚ. 2013. *Hrubý domácí produkt – Časové řady ukazatelů čtvrtletních účtů*. Praha: ČSÚ, 2013.

EICHENBAUM, M. 1989. Some Empirical Evidence on the Production Level and Production Cost Smoothing Models of Inventory Investment. *The American Economic Review*. 1989, Vol. 79, No. 4, pp. 853–864.

FISCHER, J. 2005. Ke čtvrtletním odhadům vývoje HDP. In LOUŽEK, M. (ed.). *Měříme správně HDP?* Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2005, s. 113–122.

FITZGERALD, T. J. 1997. Inventories and the Business Cycle: An Overview [Economic Review, 1997, Q3]. Cleveland: Federal Reserve Bank of Cleveland, 1997.

GOODMAN, L. A. 1960. On the Exact Variance of Products. *Journal of the American Statistical Association.* 1960, Vol. 55, No. 292, pp. 708–713.

HANEN, H. J. 1996. The impact of interest rates on private consumption in Germany [Discussion paper 3/96]. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank, 1996.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. 1997. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking.* 1997, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16.

KHAN, A. 2003. The Role of Inventories In the Business Cycle [Business Review, 2003, Q3]. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2003.

KUČERA, L. 2012. Změna stavu zásob a hospodářský cyklus. In PROCHÁZKA, D. (ed.). *The 13th Annual Doctoral Conference of the Faculty of Finance and Accounting, University of Economics, Prague.* Praha: Nakladatelství Oeconomica, 2012, s. 435–446.

MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. External Balance in a Transition Economy. *Eastern European Economics*, 2008, Vol. 46, No. 4, pp. 5–26.

MASSON, P. R.; BAYOUMI, T.; SAMIEI, H. 1998. International Evidence on the Determinants of Private Saving. *World Bank Economic Review*. 1998, Vol. 12, No. 3, pp. 483–501.

MOOSER, P. C. 1991. Trade Inventories and (S,s). *The Quarterly Journal of Economics*. 1991, Vol. 106, No. 4, pp. 1267–1286.

NAKAGAWA, S.; OSHIMA, K. 2000. Does a Decrease in the Real Interest Rate Actually Stimulate Personal Consumption? [Working Paper 00-2]. Tokio: Bank of Japan, 2000.

POLLOCK, D. S. G. 2000. Trend estimation and de-trending via rational square-wave filters. *Journal of Econometrics*. 2000, Vol. 99, No. 2, pp. 317–334.

RAMEY, V. A. 1991. Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories. *Journal of Political Economy*. 1991, Vol. 99, No. 2, pp. 306–334.

RICARDO, D. 1888. Essay on the Funding System. In McCULLOCH J. R. *The Works of David Ricardo. With a Notice of the Life and Writings of the Author*. London: John Murray, 1888.

SCARF, H. 1959. The Optimality of (S,s) Policies in the Dynamic Inventory Problem [Technical Report no. 11]. Stanford: Stanford University, 1959.

SPĚVÁČEK, V.; VINTROVÁ, R. 2010. Růst, stabilita a konvergence české ekonomiky v letech 2001–2008. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 1, pp. 20–50.

NICKEL, CH.; VANSTEENKISTE, I. 2008. Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence [Working Paper Series no. 935]. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2008.

A DYNAMICS OF INVENTORIES AND ITS SYNCHRONIZATION WITH A CYCLE OF SAVINGS AND IMPORT IN THE CZECH REPUBLIC IN 1999-2012

Kučera, Lukáš, Brůna, Karel, University of Economics in Prague, nám. W. Churchilla 4, CZ – 103 68 Praha 3 (kucera-lukas@email.cz; bruna@vse.cz)

Abstract

The article deals with a problem of changes in inventories, its variability and its synchronization with changing savings and import in the Czech Republic in 1999-2012. In theoretical part both macroeconomic and microeconomic aspects of changes in inventories are discussed in the context of expected and unexpected demand shocks. In empirical part sources of GDP variability are analyzed using trend and cyclical data. Trend variability of changes in inventories is less important for trend GDP variability than in case of cyclical variability and vice versa for cyclical GDP and changes in inventories. Parameters of VAR model of cyclical changes in inventories, savings and import are also estimated. The results show that change in savings is a source of unexpected demand shock with impact on inventories. Reaction of import confirms that savings influence more domestic products consumption than imported products which are more driven by exports.

Keywords

inventories, savings, import, variability, GDP, VAR

JEL Clasification

E21, E22, E32