JEDNODUCHÝ MODEL INTERAKCE CPI A PPI: APLIKACE NA MĚSÍČNÍ DATA ZEMÍ EU*

Petr Kadeřábek, Institut ekonomických studií, Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha

1. Úvod

Budeme uvažovat dva trhy: velkoobchodní, kde se střetává nabídka výrobců s poptávkou distributorů, a maloobchodní, kde nabídku tvoří distributoři a poptávku spotřebitelé. Budeme předpokládat ve velmi krátkém období přizpůsobení cen (walrasovské přizpůsobení) a poté v krátkém období zpětnou korekci cen a změnu produkce (marshallovské přizpůsobení). Na maloobchodním trhu může po poptávkovém šoku ve velmi krátkém období dojít nejprve ke změně objemu prodejů, poté je šok distributory identifikován a dojde (stále ještě ve velmi krátkém období) ke skokové změně CPI.

Specifikujeme jednoduchý lineární dynamický model, jehož stavovými proměnnými jsou CPI a PPI. Nabídkové šoky (např. změny cen surovin a výrobních faktorů) se bezprostředně promítnou v PPI, zatímco poptávkové šoky (např. změna měnové zásoby) v CPI. Zjistíme, že za předpokladu statických očekávání model osciluje, tj. je při své jednoduchosti schopen vysvětlit existenci hospodářského cyklu.

Pohyby reálných veličin (produkce a počtu zaměstnaných) jsou v modelu plně determinovány pomocí CPI a PPI.

Druhá část se zabývá empirickou implementací modelu na měsíčních datech zemí EU. Budeme se snažit řešit problémy s implementací co nejjednodušším způsobem tak, aby bylo zřejmé, že jsme případných dobrých výsledků nedocílili soustavným upravováním modelu až do doby, kdy splní vybrané statistické testy. Z tohoto důvodu dáme přednost měsíčním datům před čtvrtletními, případně ročními, a odhadneme model jak pro každou zemi zvláš•, tak pro panel všech zemí.

2. Předpoklady modelu

2.1 Pojmy a značení

Označíme P_t logaritmickou úroveň cen v čase t, měřenou blíže nespecifikovaným cenovým indexem. P_t^{CPI} a P_t^{PPI} označují logaritmickou úroveň spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců. V teoretické části budeme dále předpokládat, že indexy CPI a PPI jsou cenami jednoho, v čase neměnného, koše. CPI je tedy roven PPI, zvýšenému o marži distributorů.

* Článek vznikl za podpory grantu GA ČR, registrační číslo 402/03/H057.
Děkuji prof. Janu Koderovi z Vysoké školy ekonomické v Praze a lektorům za cenné připomínky, které vedly ke zkvalitnění rukopisu.

Definujeme logaritmickou míru inflace jako $p_t \quad P_t \quad P_{t\ 1}$. Označíme P_t^{CPI} a P_t^{PPI} míru spotřebitelské inflace a inflace cen průmyslových výrobců, $P_t^{e,CPI}$ a $P_t^{e,PPI}$ budou příslušná inflační očekávání subjektů v čase $t - 1$ pro čas t.

Logaritmus produkce a počtu zaměstnaných v čase t označíme Y_t a L_t, růst těchto logaritmických veličin pak $y_t \quad Y_t - Y_{t-1}$ a $l_t \quad L_t - L_{t-1}$. Analogicky logaritmy potenciální produkce a počtu zaměstnaných při plné zaměstnanosti označíme Y_t^* a L_t^*, jejich růst $y_t^* \quad Y_t^* \quad Y_{t\ 1}^*$ a $l_t^* \quad L_t^* \quad L_{t\ 1}^*$.

2.2 Teoretická východiska

Někteří autoři, jako např. Takayama (1985, s. 299), říkají, že marshallovské přizpůsobení bylo vytvořeno pro teorii produkce a probíhá v *krátkém období*, zatímco walrasovské pro teorii směny a uskutečňuje se ve *velmi krátkém období*, a proto nemohou být tyto dva koncepty libovolně zaměňovány. Důvodem odlišnosti časových období je, že výrobcům trvá dosažení optima určitý čas, zatímco spotřebitelé jej dosáhnou mnohem rychleji.

Novější autoři, např. Blaug (1997, s. 391), namítají, že v *krátkém období*, kdy lze objem výroby měnit, je marshallovské a walrasovské přizpůsobení stejně opodstatněné. Pro každý z uvedených přístupů bychom mohli najít trhy, pro které je dané přizpůsobení vhodné. Není rovněž důvodu, proč by oba přizpůsobovací mechanismy nemohly probíhat současně.

2.3 Rovnováha v krátkém období

Vytvoříme tržní model, ve kterém bude důležité fungování dvou trhů, jež nazveme „velkoobchodní“ (výrobce-distributor) a „maloobchodní“ (distributor-spotřebitel).

Na velkoobchodním trhu budeme předpokládat křivku nabídky výrobců S^V a poptávky distributorů D^V, na maloobchodním trhu budeme mít analogicky nabídku distributorů S^M a poptávku spotřebitelů D^M. Argumentem všech uvedených funkcí je logaritmus ceny a výsledkem logaritmus množství. Označují nabídku a poptávku v *krátkém* (nikoli *velmi krátkém*) období. V souladu s marshallovskou teorií může být krátkodobého ekvilibria dosaženo ve spíše výjimečných případech. Nesoulad mezi vyrobenou a spotřebovanou produkcí ve velmi krátkém období je v našem modelu umožněn předpokladem existence zásob. Dále uvažujeme náklady (explicitní i implicitní) na distribuci $_t$.

Křivky nabídky výrobců S^V a poptávky spotřebitelů D^M jsou exogenní. Do S^V se bezprostředně promítají nabídkové šoky (ceny vstupů), do D^M šoky poptávkové (změna úrokových sazeb, měnové zásoby, sklonu ke spotřebě apod.). Odvozené jsou naopak

$$S_t^M(P) \quad S_t^V(P \quad _t), \tag{1}$$

$$D_t^V(P) \quad D_t^M(P \quad _t). \tag{2}$$

Nadále budeme vždy předpokládat platnost vztahů (1) a (2).

Na maloobchodním trhu se formují spotřebitelské ceny a objem prodané produkce,

na velkoobchodním trhu jsou to ceny průmyslových výrobců a objem vyrobené produkce. V krátkém období mohou nastat tři typy rovnováhy, a to na maloobchodním trhu, velkoobchodním trhu a mezi oběma trhy, což vyjádříme

$$S_t^M(P_t^{CPI}) \quad D_t^M(P_t^{CPI}), \tag{3}$$

$$S_t^V(P_t^{PPI}) \quad D_t^V(P_t^{PPI}), \tag{4}$$

$$S_t^V(P_t^{PPI}) \quad D_t^M(P_t^{CPI}). \tag{5}$$

Libovolné dva typy rovnováhy z uvedených tří implikují třetí typ a vztah

$$P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad {}_t. \tag{6}$$

Cena koše na úrovni spotřebitelů tak bude v rovnovážné úrovni rovna ceně koše na úrovni výrobců, zvýšené o náklady na distribuci (explicitní náklady na maloobchodní prodej plus implicitní náklady).

V souladu s marshallovským přizpůsobením (viz např. Takayama (1985, s. 297), nebo Hansen (1970, s. 14) bude hodnota $P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad {}_t$, kterou budeme dále nazývat *mezera cen*[1], v našem modelu sloužit jako měřítko odchylky od rovnováhy. Další možností by bylo použití rozdílu mezi vyrobenou a spotřebovanou produkcí, tj. $S_t^V(P_t^{PPI}) \quad D_t^M(P_t^{CPI})$, jak je tomu v modelech walrasovského typu (viz např. Takayama (1985, s. 197), nebo Hansen (1970, s. 10), případně kombinaci obou přístupů.

Odchylka cenové úrovně od rovnováhy (*mezera cen*, angl. *price gap*), by• poněkud odlišně definovaná[2], je v literatuře běžně používaná pro vyjádření odchylky systému od rovnováhy. Používá ji např. P^* model (viz např. Hallman, Porter, Small, 1991). Součet *mezery cen* a *mezery výstupu* (angl. o*utput gap*) je v něm identicky roven *mezeře rychlosti oběhu peněz*. Model tak dává do souvislosti *mezeru cen* a *mezeru výstupu*. Pokud bychom předpokládali nulovou *mezeru rychlosti oběhu peněz*, byla by *mezera cen* rovna *mezeře výstupu* s opačným znaménkem a použití těchto dvou měřítek odchylky od rovnováhy by pak mohlo být libovolně zaměňováno. V tomto případě by tedy *mezera cen* vysvětlovala pohyby reálných veličin stejně jako *mezera výstupu*. Poznamenejme, že v jejich článku je výstup měřen hrubým národním produktem a ceny deflátorem hrubého národního produktu. Pro predikci v zemích eurozóny používají P^* model např. Gerlach, Svensson (2003). V jejich modelu je *mezera cen* rovna záporné odchylce reálné peněžní zásoby od rovnováhy. Docházejí k závěru v souladu s teoretickými předpoklady, že *mezera cen* spolu s *mezerou výstupu* obsahují významnou informaci ohledně budoucí inflace (dopad na reálné veličiny nebyl v článku

1 Mezeru cen budeme v celém článku vždy rozumět jako rozdíl mezi výnosy a součtem explicitních a implicitních nákladů.

2 V našem modelu můžeme označit jako rovnovážnou hodnotu spotřebitelských cen ceny průmyslových výrobců, zvýšené o rovnovážnou marži distributorů. Potom budeme mít jeden cenový index a jeho rovnovážnou hodnotu, což je princip, používaný v literatuře. Fakticky se ale nic nezmění. Analogicky bychom mohli definovat rovnovážnou hodnotu cen průmyslových výrobců či marže distributorů.

zkoumán) a jejich model se s úspěchem používá pro vysvětlení pohybů cen v mnoha zemích. Inflace je v jejich modelu CPI inflací a výstup hrubým domácím produktem.

Poznamenejme, že vlivem ziskovosti na reálné veličiny, především zaměstnanost, se podrobně zabývá monografie Malinvaud (1980). Principem je vliv ziskovosti na investice, které dále v *dlouhém období* (odlišně od našeho modelu) působí na reálné veličiny.

My jsme se rozhodli pro použití *mezery cen* jednak z důvodů, vycházejících z ekonomické teorie (viz dále), a jednak abychom poukázali na možnost specifikovat odchylku od rovnováhy i poněkud nestandardním způsobem. Naše vyjádření *mezery cen* by mělo, v případě dostupnosti CPI a PPI vztahujících se ke stejnému koši, výhodu v jednoduchosti použití. Spotřebitelské ceny a ceny průmyslových výrobců jsou navíc ekonomickým subjektům známé, naproti tomu alternativní (walrasovská) specifikace nerovnováhy pomocí rozdílu mezi vyrobenou a spotřebovanou produkcí by ve většině případů narazila na problém veřejné nedostupnosti těchto informací (jak pro ekonomické subjekty samotné, tak pro účely modelování).

Poznamenejme, že všechna výše uvedená měřítka odchylky od rovnováhy popisují pouze odchylku od částečné a různě definované rovnováhy (je-li např. *mezera výstupu* nulová, není to ještě záruka rovnováhy každého jednotlivého ekonomického subjektu). Jsou-li rovna nule, je to proto nutná, ale nikoli postačující, podmínka všeobecné rovnováhy. Protože se jedná o různě definovanou rovnováhu, mohou uvedená měřítka existovat v modelu vedle sebe a není proto cílem tohoto článku jakkoli zpochybňovat význam měřítek stávajících. Vrátíme-li se k našemu modelu, při platnosti libovolných dvou rovností z (3), (4), (5), (6) platí automaticky i zbylé dvě. Pokud tedy neplatí (6), může být splněn nejvýše jeden ze vztahů (3), (4), (5) a nemohou tedy nastat všechny tři typy rovnováhy. Naopak platnost (6) není ještě zárukou rovnováhy na obou trzích současně, ale pouze rovnováhy mezi oběma trhy. K existenci celkové rovnováhy je tak potřeba ještě rovnováha alespoň na jednom z obou trhů, která je však již mimo záběr našeho modelu a může být řešena přidáním exogenních proměnných.

2.4 Přizpůsobení krátkodobému ekvilibriu

Nabídkový šok

Při diskusi následků nabídkového a poptávkového šoku budeme pro jednoduchost předpokládat neměnné ekvilibrium. Jeho změny zohledníme až v matematické specifikaci.

Předpokládejme, že klesla *krátkodobá* nabídka S^V (vzrostly ceny vstupů). Ve *velmi krátkém období* dojde při konstantním objemu produkce k nastolení rovnováhy na velkoobchodním trhu výhradně skokovým přizpůsobením (růstem) PPI (walrasovské přizpůsobení). *Nabídkový šok má v našem modelu bezprostřední vliv na PPI.*

Na maloobchodním trhu nedojde k odpovídající skokové změně CPI, protože distributoři mají ve skladu zásoby, nakoupené za původní cenu. Díky skokové změně PPI a absenci stejné změny CPI dojde k posunu *mezery cen* mimo (pod) rovnovážnou úroveň.

V *krátkém období* dochází k postupnému poklesu produkce a PPI (marshallovské přizpůsobení). Tento index však neklesne na původní úroveň před poklesem nabídky. Na maloobchodním trhu bude vlivem doplňování zásob za původní cenu novou produkcí za vyšší cenu docházet k postupnému růstu CPI, a to až do doby, kdy bude nastolena rovnováha mezi oběma trhy.

Při šoku vlivem růstu nabídky S^V je situace analogická.

Poptávkový šok

Uvažujme nárůst (krátkodobé) spotřebitelské poptávky D^M. V maloobchodě nemusí být realistický předpoklad dokonale neelastické nabídky ve *velmi krátkém období*. V běžných obchodech distributoři stanovují cenu a na spotřebitelích je, zda ji akceptují, tj. jaké množství zboží si za tuto cenu koupí. Objem zboží je omezen zásobami. Nabídka na maloobchodním trhu tak *ve velmi krátkém období* může být i dokonale elastická (alespoň do určitého objemu). Ve *velmi krátkém období* tak dojde vlivem zvýšení D^M nejprve ke skokovému růstu prodaného zboží a poklesu zásob při konstantní ceně. Vlivem poklesu zásob dojde k identifikaci poptávkového šoku distributory. Ti, stále ve *velmi krátkém období*, zvýší (maloobchodní) cenu tak, aby omezili objem prodejů na žádanou úroveň (dojde ke skokovému růstu CPI).

Dále vše probíhá podle marshallovského přizpůsobení. Dojde ke skokovému zvýšení *krátkodobé* poptávky na velkoobchodním trhu D^V a postupnému růstu poptávky na velkoobchodním trhu ve *velmi krátkém období.* To vyvolá postupný růst produkce, PPI, navracení zásob distributorů na původní úroveň, postupný růst maloobchodní nabídky ve *velmi krátkém období*, a tedy pokles CPI a růst prodaného zboží.

Poptávkový šok má tak v modelu bezprostřední vliv na CPI. Protože distributoři drží určité zásoby, nevzroste jejich poptávka ve *velmi krátkém období* na velkoobchodním trhu okamžitě, a tak nedojde k odpovídající skokové změně PPI. Dojde tak k vychýlení *mezery cen* mimo (nad) rovnovážnou úroveň.

Při poklesu spotřebitelské poptávky je situace analogická.

Matematická specifikace

Jak jsem již uvedl výše, budeme jako měřítko odchylky od rovnováhy používat *mezeru cen* $P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad {}_t$. Nabídkový šok se projeví okamžitou změnou PPI. V případě poptávkového šoku se bezprostředně změní objem zásob distributorů, nicméně změna CPI přichází okamžitě po identifikaci šoku distributory a předchází pohybu poptávky na velkoobchodním trhu, a tím i změnám PPI a produkce. Použití *mezery cen* se tak jeví jako přípustná alternativa i pro modelování reakce na poptávkový šok.

Dynamika přizpůsobení ekvilibriu v krátkém období závisí na tvaru a dynamice křivek nabídky a poptávky ve *velmi krátkých obdobích*. My jsme schopni pozorovat pouze ekvilibrium a stejné ekvilibrium může příslušet různým tvarům křivek nabídky a poptávky. Proto tyto křivky nebudeme explicitně definovat a namísto toho zvolíme přímo dynamiku přizpůsobení, což je v literatuře obvyklý přístup.

Ceny se zvýší o očekávání plus vliv odchylky od rovnováhy. Produkce se změní vlivem růstu potenciální produkce (např. vlivem technologického pokroku, investic) a vlivem odchylky od rovnováhy. Analogické to bude u počtu zaměstnaných.

Platí-li $P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad {}_t$, realizují distributoři kladný ekonomický zisk a je tak prostor pro růst S^M (snížení spotřebitelských cen) a růst D^V (zvýšení cen průmyslových výrobců, růst produkce a nepřímo i zaměstnanosti). Při $P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad {}_t$ realizují distributoři naopak ekonomickou ztrátu a situace je opačná.

V matematickém vyjádření dostaneme

$$p_t^{CPI} \quad p_t^{e,CPI} \quad {}^{CPI}(P_{t\ 1}^{CPI} \quad P_{t\ 1}^{PPI} \quad {}_{t\ 1}), \tag{7}$$

$$p_t^{PPI} \quad p_t^{e,PPI} \quad {}^{PPI}(P_{t\ 1}^{CPI} \quad P_{t\ 1}^{PPI} \quad {}_{t\ 1}), \tag{8}$$

$$y_t \quad y_t^* \quad {}^{PR}(P_{t\ 1}^{CPI} \quad P_{t\ 1}^{PPI} \quad {}_{t\ 1}), \tag{9}$$

$$l_t \quad l_t^* \quad {}^{EMP}(P_{t\ 1}^{CPI} \quad P_{t\ 1}^{PPI} \quad {}_{t\ 1}), \tag{10}$$

kde ^{CPI}, ^{PPI}, ^{PR}, ^{EMP} 0.

Rovnice (7) je velmi podobná modifikované Phillipsově křivce, postavené na *mezeře cen*, uvedené v Gerlach, Svensson (2003). Dynamika reálných veličin (9) a (10) je v krátkém období z rozhodující části determinována vývojem cenových indexů. V dlouhém období má vliv technologický pokrok, investice apod. (v modelu vývoj y_t^* a l_t^*).

Prostor pro exogenní proměnné

V rovnici vývoje CPI inflace (7) je *mezera cen* proměnnou, zastupující *nabídkové* šoky. Je zde tak prostor pro exogenní specifikaci *poptávkových* šoků (např. vývoj měnové zásoby).

V rovnicích PPI inflace, produkce a zaměstnanosti (rovnice (8), (9), (10)) zastupuje *mezera cen* naopak *poptávkové* šoky a můžeme do těchto rovnic začlenit proměnné specifikující *nabídkové* šoky (např. ceny surovin a výrobních faktorů).

2.5 Formování inflačních očekávání

Očekávání hrají velkou roli při formování cen. Budeme uvažovat regresivní očekávání a jejich speciální případ statická očekávání.

V případě *statických očekávání* je inflace, očekávaná v čase *t* - 1 pro čas *t*, definována $p_t^e \quad p_{t\ 1}$. Důvodů, proč použijeme statická očekávání, je více. Jedním z argumentů může být skutečnost, že otázka, zda bude inflace klesat či růst, je často obtížně zodpověditelná i pro profesionální analytiky, natož pro běžné ekonomické subjekty. Potom je pro běžný subjekt racionální používat statických očekávání. Jako další argument můžeme uvést obvyklé výroky představitelů firem, typu "Ostatní firmy v odvětví (např. vlivem růstu nákladů) *zvýšily* ceny o 5 procent, a tak naše firma *zvýší* ceny rovněž o 5 procent". Pro využití statických očekávání dále svědčí skutečnost, že v prostředí relativně nízké inflace, které panuje v ekonomikách zemí EU, nebude

případná odchylka statických očekávání od skutečnosti příliš velká, a tak náklady, vynaložené na zpřesnění očekávání, nemohou subjektům přinést podstatné zlepšení.

Podle *regresivních očekávání* (viz Kodera, 2001, s. 12) je očekávaná inflace v čase t - 1 pro čas t definována jako $p_t^e \quad (1 \quad)p_{t \quad 1} \quad \overline{p}, \quad \langle 0,1 \rangle$. Předpokládáme, že inflace má svoji rovnovážnou hodnotu $\overline{p}$, která je známa ekonomickým subjektům (to je rozdíl oproti adaptivním očekáváním, kde vystupuje místo rovnovážné hodnoty očekávání z minulého období).

Statická očekávání jsou speciálním případem regresivních očekávání při = 0. Argumentem pro > 0 může být cílování inflace centrální bankou, které se daří působit zveřejňováním inflačního cíle $\overline{p}$ na očekávání ekonomických subjektů.

Ve vztazích (7) a (8) použijeme regresivních očekávání a dostaneme

$$p_t^{CPI} \quad (1 \quad)p_{t \quad 1}^{CPI} \quad \overline{p} \quad {}^{CPI}(P_{t \quad 1}^{CPI} \quad P_{t \quad 1}^{PPI} \quad {}_t) \tag{11}$$

$$p_t^{PPI} \quad (1 \quad)p_{t \quad 1}^{PPI} \quad \overline{p} \quad {}^{PPI}(P_{t \quad 1}^{CPI} \quad P_{t \quad 1}^{PPI} \quad {}_t) \tag{12}$$

Tyto rovnice jsou klíčovou částí modelu, protože za předpokladu v čase konstantní ${}_t$ tvoří autonomní dynamický systém.

2.6 Komparativní statika

Při zkoumání komparativní statiky budeme předpokládat v čase neměnnou rovnovážnou marži distributorů .

Za pomoci identity

$$(P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad) \quad (P_{t \quad 1}^{CPI} \quad P_{t \quad 1}^{PPI} \quad) \quad p_t^{CPI} \quad p_t^{PPI} \tag{13}$$

můžeme přepsat rovnice (11) a (12) do maticové formy:

$$\begin{matrix} p_t^{CPI} & & 1 & 0 & {}^{CPI} & & p_{t \quad 1}^{CPI} & & \overline{p} \\ p_t^{PPI} & & 0 & 1 & {}^{PPI} & & p_{t \quad 1}^{PPI} & & \overline{p} \\ (P_t^{CPI} \quad P_t^{PPI} \quad) & & & (1 \quad) & 1 & {}^{PPI} & {}^{CPI} & (P_{t \quad 1}^{CPI} \quad P_{t \quad 1}^{PPI} \quad) & 0 \end{matrix} \tag{14}$$

Vlastní čísla matice systému jsou

$$\begin{aligned} {}_1 \quad & 1 \\ {}_2 \quad & 1 \quad {}^1/_2(\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI} \quad) \quad {}^1/_2\sqrt{4(\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI}) \quad (\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI} \quad {}^2} \\ {}_2 \quad & 1 \quad {}^1/_2(\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI} \quad) \quad {}^1/_2\sqrt{4(\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI}) \quad (\quad {}^{PPI} \quad {}^{CPI} \quad {}^2}. \end{aligned} \tag{15}$$

Systém je *asymptoticky stabilní*, pokud všechna vlastní čísla leží uprostřed jednotkového kruhu, tj. jejich absolutní hodnota je menší než 1. Když jsou absolutní hodnoty všech vlastních čísel menší nebo rovny 1, je systém *(ljapunovsky) stabilní*. Pokud je alespoň jedno vlastní číslo v absolutní hodnotě větší než 1, je systém *nestabilní*.

Stabilitu našeho systému pro různé hodnoty parametrů shrnuje tabulka 2.1. Pokud platí ^{PPI} ^{CPI} 2 $2\sqrt{1}$,2 $2\sqrt{1}$, má systém dva komplexně sdružené a jeden reálný kořen a dochází tak k oscilaci. V ostatních případech má všechny kořeny reálné a neosciluje.

Vidíme, že pro = 0 (statická očekávání) a ^{PPI}+ ^{CPI} (0,4) systém osciluje, je stabilní, ale není asymptoticky stabilní - pohybuje se v cyklu. Jinými slovy, model je schopen popsat hospodářský cyklus.

Pro (0,1) tedy například v případech, kdy se centrální bance daří cílováním inflace působit na očekávání ekonomických subjektů, je systém pro ^{PPI}+ ^{CPI} (0,4 2), tj. pro libovolné mimo jiné pro ^{PPI}+ ^{CPI} (0,2), asymptoticky stabilní.

3. Empirická implementace

3.1 Data

Specifikujeme přesný význam proměnných, se kterými budeme nadále pracovat. Zdrojem všech použitých dat je Eurostat:

P^{CPI} CPI; HICP IGOODSXE (Industrial Goods Excluding Energy); zlogaritmované

P^{PPI} PPI; NACE D (Manufacturing); zlogaritmované

Y Produkce; NACE D, Volume index of production, Data adjusted by working days; zlogaritmované

L Počet zaměstnaných; NACE D, Employment (number of persons employed), Gross data; zlogaritmované

Data jsou z časového období od ledna 1990 do února 2006. Ne pro všechny indikátory a země jsou však data dostupná v celém tomto časovém období. Data pro CPI jsou pro všechny země dostupná nejdříve od ledna 1996.

3.2 Použité metody

K výpočtům jsem použil prostředí R www.r-project.org.

Přítomnost jednotkového kořenu budeme testovat na základě testů, popsaných v Hylleberg et al., 1990 (dále jen HEGY), a testu z Kwiatkowski et al., 1992 (dále jen KPSS).

KPSS test je implementován ve funkci *ur.kpss* z balíku *urca*. Počet zpoždění zvolíme 12 v souladu s Ghysels, Perron (1993). Doporučují v případě práce se sezónními daty použít alespoň takový počet zpoždění, který je shodný s délkou sezóny, a to i v případě, že data nejprve sezónně očistíme.

Funkce *HEGY.test* z balíku *uroot* implementuje HEGY test, který je určen pro testování sezónních dat. Podle doporučení z Ghysels et al. (1994) zahrneme do testu umělé nula-jednotkové proměnné pro jednotlivé měsíce. Počet zpoždění zvolíme 1, protože test je určen pro sezónní data a nižší počet zpoždění má tendenci zvýšit sílu

testu. Případné nezamítnutí nulové hypotézy nestacionarity tak bude mít vyšší vypovídací schopnost než při zahrnutí zpoždění vyšších řádů.

K získání *t* statistik, robustních vůči autokorelaci a heteroskedasticitě, použijeme funkci *coeftest* z balíku *lmtest* s kovarianční maticí vypočtenou pomocí *vcovHAC* z balíku *sandwich*. Breusch-Godfreyův test byl spočten funkcí *bgtest* z balíku *lmtest*.

Zdrojový kód programu zašlu na požádání emailem.

3.3 Problémy

Sezónnost

Pro řešení problému sezónnosti se nabízí více způsobů. Každý z nich má však své výhody a nevýhody, diskusi této problematiky najdeme např. v Harvey, Scott (1994), ze starších článků uvedeme Sims (1974) a Wallis (1974).

Sezónnost odstraníme aplikací dvanáctiměsíčního klouzavého průměru na obě strany rovnice. Klouzavý průměr blíže nespecifikované proměnné x_t budeme značit $\overline{x_t}$ a definujeme jej

$$\overline{x_t} \quad \frac{1}{12}(x_t \quad x_{t\ 1} \quad \ldots \quad x_{t\ 11}). \tag{16}$$

Všimneme si, že platí

$$\overline{x_t} \quad \frac{1}{12}(x_t \quad x_{t\ 12}), \tag{17}$$

tj. z diferencí dostáváme aplikací klouzavého průměru sezónní diference.

Bohužel je zde ale ještě jeden problém. V případě, že je v regresi vysvětlující proměnná z důvodu konstrukce korelovaná se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou, můžeme dosáhnout použitím klouzavých průměrů zdánlivé regrese. Uvažujme například časovou řadu vzájemně nezávislých proměnných x_t. Potom evidentně $\mathrm{cov}(x_t, x_{t\text{-}1}) = 0$, ale $\mathrm{cov}(\overline{x_t}, \overline{x_{t\ 1}}) \quad 0$, takže po aplikaci klouzavého průměru vykazuje řada již sériovou korelaci. Tento problém vyřešíme tak, že vysvětlovaná proměnná bude zpožděná o 12 období. Ilustrováno na našem příkladu, platí $\mathrm{cov}(\overline{x_t}, \overline{x_{t\ 12}}) \quad 0$.

Nekointegrované CPI a PPI

V modelu předpokládáme, že CPI a PPI mají stejnou strukturu. V praxi toto není splněno, PPI je založen na klasifikaci NACE – National Classification of Economic Activities, zatímco CPI na COICOP – Classification of Individual Consumption by Purpose. Navíc struktura indexů se mění v čase. Stojí proti sobě totiž dvě hlediska: Snaha, aby byl index časově srovnatelný a potřeba, aby vyjadřoval reprezentativní vzorek komodit.

Nesoulad ve struktuře obou indexů zmírníme tím, že si vybereme subindexy, které jsou si nejvíce podobné a zároveň dostatečně široké. V případě CPI to bude HICP IGOODSXE (Industrial Goods Excluding Energy) a u PPI NACE D (Manufacturing).

Nestejná a v čase se měnící struktura způsobuje, že marže distributorů, vypočtená jako rozdíl CPI a PPI, není stacionární. Tuto domněnku ověříme tak, že si vytvoříme grafy příslušných řad. K její formální verifikaci využijeme testy na přítomnost jednotkového kořenu, a to HEGY test a KPSS test.

HEGY test jsme zvolili z toho důvodu, že naše řada má sezónní charakter. Nulovou hypotézou je přítomnost jednotkového kořenu. Čím menší je počet zpoždění, tím větší je síla testu. Zvolíme proto pouze jedno zpoždění a přesto ani v jednom případě nezamítneme hypotézu nestacionarity.

Výhodou KPSS testu v pro naší aplikaci je, že nulovou hypotézou je stacionarita. Není však přímo určen pro sezónní data. Ghysels, Perron (1993) doporučují použít alespoň stejný počet zpoždění, jako je délka sezóny. V souladu s tím zvolíme 12 zpoždění.

V testech uvažujeme úrovňovou konstantu, nikoli trend. Zajímá nás v první řadě, jestli je naše řada stacionární. Testování otázky, zda je v případě nestacionarity trend stochastický či deterministický, není pro nás v popředí zájmu.

Výsledky testů jsou v tabulce 3.1. HEGY test nezamítá nulovou hypotézu přítomnosti jednotkového kořenu na 5% hladině významnosti u 18 z 19 zemí. Ve zbývajícím jednom případě nulovou hypotézu zamítá i na 1% hladině. KPSS test se 12 zpožděními, aplikovaný na sezónně neočištěné řady, zamítá na 5% hladině nulovou hypotézu stacionarity u 14 z 19 zemí. Z výsledků obou testů můžeme učinit závěr, že řady nejsou stacionární. Bude proto nutné z nich odstranit trend.

Odstranění trendu

Nestacionarita časové řady rozdílu logaritmů CPI a PPI je způsobena rozdílným tempem růstu cen těch částí košů obou indexů, které nejsou společné. Předpokládáme, že cenové indexy se pohybují okolo pomalu se měnícího (deterministického) trendu. K jeho odstranění použijeme filtr, popsaný v Hodrick a Prescott (1997), dále jen HP.

HP filtr je konstruován jako oboustranný, tj. ke zjištění odhadu hodnoty trendu v nějakém bodě jsou využívána jak minulá, tak budoucí pozorování. Tato vlastnost není pro naši aplikaci korektní, mohlo by v rovnicích dynamiky CPI a PPI dojít ke zdánlivé regresi. Použijeme proto HP filtr jako jednostranný, tj. pro odhad trendu v čase t využijeme pouze hodnoty do času t včetně.

V HP filtru volíme parametr . Pro měsíční data se v oboustranném filtru doporučuje hodnota = 14400. Pro hodnotu = 0 je trend shodný s filtrovanou časovou řadou a pro = odpovídá filtr proloženému lineárnímu trendu metodou nejmenších čtverců. Při použití jednostranné verze filtru máme problém s pomalejší reakcí na změny trendu. Pro naši aplikaci zvolíme hodnotu menší, na základě výsledků (viz dále) se jeví vhodná čtvrtina doporučené hodnoty pro oboustranný filtr, tj. = 3600.

Definujeme tedy odhad *mezery cen*, který značíme g_t. Dostaneme jej očištěním rozdílu P_t^{CPI} P_t^{PPI} od trendu, odhadnutého HP filtrem.

HP filtr s parametrem = 3600 využijeme i pro odhad potenciální produkce Y_t^* a počtu zaměstnaných při plné zaměstnanosti L_t^*.

3.4 Odhadované rovnice

Nyní shrneme poznatky z předchozí sekce a uvedeme modifikované rovnice, jejichž parametry budeme odhadovat z empirických dat. V rovnicích (7) a (8) budeme navíc předpokládat statická očekávání. Modifikované rovnice (7), (8), (9) a (10) mají tedy formu

$$p_t^{CPI} \quad p_{t\ 12}^{CPI} \qquad {}^{CPI}\overline{g_{t\ 13}} \quad u_t^{CPI} \tag{18}$$

$$p_t^{PPI} \quad p_{t\ 12}^{PPI} \qquad {}^{PPI}\overline{g_{t\ 13}} \quad u_t^{PPI} \tag{19}$$

$$(Y_t \quad Y_t^*) \quad (Y_{t\ 12} \quad Y_{t\ 12}^*) \qquad {}^{PR}\overline{g_{t\ 13}} \quad u_t^{PR} \tag{20}$$

$$(L_t \quad L_t^*) \quad (L_{t\ 12} \quad L_{t\ 12}^*) \qquad {}^{EMP}\overline{g_{t\ 13}} \quad u_t^{EMP}, \tag{21}$$

kde $\overline{g_{t\ 13}}$ je dvanáctiměsíční klouzavý průměr odhadu g_t *mezery cen*, zpožděný o 13 měsíců, a $u_t^{CPI}, u_t^{PPI}, u_t^{PR}, u_t^{EMP}$ jsou náhodné složky.

3.5 Výsledky odhadů

Každou rovnici odhadneme zvláš• pro každou zemi, pro níž jsou dostupná potřebná data. Nakonec provedeme odhad ještě pro panel všech zemí. Vzhledem k tomu, že rovnice pro jednotlivé země neobsahují úrovňovou konstantu, bude mít rovnice pro panelový odhad stejnou formu (nebude obsahovat umělé proměnné pro jednotlivé země). Rozdíl bude pouze v datech, z kterých bude odhad prováděn.

V souladu s Mizon (1995) nebudeme ani v případech, kdy Breusch-Godfreyův test bude ukazovat přítomnost autokorelace, používat odhad, který předpokládá autokorelované disturbance. Všechny rovnice odhadneme metodou nejmenších čtverců.

Při praktickém použití by bylo vhodné zahrnout další vysvětlující proměnné, které mohou být zdrojem nabídkových šoků v rovnici (18) či poptávkových šoků v rovnicích (19), (20), (21). Pokud by ale přidaná vysvětlující proměnná vykazovala pomalé fluktuace, mohla by být snadno korelovaná s proměnnou $\overline{g_{t\ 13}}$ čímž bychom do modelu vnesli multikolinearitu. Našim cílem není vytvořit co nejlepší model, ale verifikovat výše popsanou teoretickou hypotézu.

Rovnice CPI inflace

Provádíme odhad rovnice (18) metodou nejmenších čtverců. Vysvětlovanou proměnnou je diference CPI inflace. Výsledky regrese pro každou zemi shrnuje tabulka 3.2.

Vidíme, že u všech 19 zemí kromě Kypru, Maďarska a Polska má koeficient správné, tj. záporné znaménko. Na druhou stranu však na základě *t*-testu není na 5% hladině statisticky významný pro žádnou ze zemí. Breusch-Godfreyův test nám však signalizuje statistickou významnost negativní autokorelace u části zemí. Použijeme proto *t*-test, robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. Na jeho základě zamítneme nulovou hypotézu o nevýznamnosti koeficientu na 5% hladině u 3 z 19 případů.

V panelovém odhadu však není koeficient statisticky významný na 5% hladině pouze těsně (p-hodnota = 5,5%), ale při použití vhodnějšího robustního t-testu je významný i na 1% hladině.

Poznamenejme, že p-hodnoty všech t-testů odpovídají testování oboustranné alternativy, což je obvyklé ve statistických programech. V našem případě by však bylo vhodnější použití jednostranné alternativy, protože znaménko je součástí naší hypotézy. Pro jednostrannou hypotézu by byly p-hodnoty poloviční oproti uvedeným (významnosti na 5% hladině v případě jednostranné alternativy tak odpovídá p-hodnota oboustranné alternativy menší než 10% a správné znaménko).

Netradiční je však v některých případech statisticky významná *negativní* autokorelace reziduí (v rovnicích PPI inflace, produkce a počtu zaměstnaných nebyla negativní autokorelace přítomna ani v jednom případě). Tento fakt lze vysvětlit tím, že CPI je zatíženo relativně velkou chybou a CPI inflace vykazuje, zejména ve vyspělých ekonomikách, velmi malé fluktuace. Hodnoty CPI inflace jsou tak méně pozitivně autokorelované, než by měly být, a diferencováním poté vzniká významná negativní autokorelace.

Jednou z příčin chyby v CPI je přesnost publikovaného indexu na pouze jedno desetinné místo. Při hodnotách indexu kolem 100 a roční inflaci kolem 3,6 % (tj. cca 0,2% měsíční inflace) tak odpovídá diferenci indexu za 1 měsíc přibližně 0,2 bodu. V porovnání s tím není zaokrouhlovací chyba v intervalu (-0,05;0,05) zanedbatelná.

K ověření naší hypotézy můžeme jako doplňkového testu využít test znaménkový (viz Anděl, 2003, s. 89). Uvažujeme nulovou hypotézu = 0, stejnou pravděpodobnost kladného i záporného výsledku odhadu a nezávislost výsledků pro jednotlivé země. Potom pravděpodobnost, že nejvýše 3 země z 19 budou mít záporné znaménko, je menší než 1%, a tedy můžeme na 1% hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu.

Rovnice PPI inflace

Odhadujeme rovnici (19) metodou nejmenších čtverců. Vysvětlovanou proměnnou je diference PPI inflace. Výsledky regrese pro každou zemi najdeme v tabulce 3.3.

Odhadovaný koeficient má správné znaménko u všech 19 zemí kromě Kypru a Maďarska. U 6 z 19 zemí je na základě t-testu tento koeficient statisticky významný na 5% hladině významnosti. Při pohledu na p-hodnoty Breusch-Godfreyova testu ale vidíme, že pozitivně autokorelovaná rezidua jsou u většiny zemí statisticky významná. Klasická t statistika je v tomto případě vychýlená, a proto vypočteme ještě t statistiku, robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. Její p-hodnoty ale neukazují na 5% hladině statistickou významnost u žádné ze zemí. U odhadu pro celý panel je ale koeficient statisticky významný na základě klasického i robustního t testu na všech běžných hladinách významnosti. Tyto výsledky považuji za uspokojivé.

Kladná autokorelace reziduí je způsobena použitím klouzavého průměru. Pokud bychom měli rovnici s nezávislými náhodnými složkami, pak po aplikaci klouzavého průměru na obou stranách rovnice budou náhodné složky pozitivně autokorelované.

Vzhledem k přítomnosti silné pozitivní autokorelace reziduí by se mohlo zdát vhodné použít ještě test na přítomnost jednotkového kořenu. Žádná teoretická hypotéza

nás však nevede k domněnce, že by diference inflace měly být nestacionární. Stacionární je na základě předpokladů i konstrukce také vysvětlující proměnná (i filtrem očištěná náhodná procházka by byla stacionární). Test na přítomnost jednotkového kořenu je proto nadbytečný. Stejná situace je i v ostatních rovnicích. Kdybychom však přesto chtěli ověřit tuto hypotézu, zjistíme, že KPSS test na 5% hladině nezamítá nulovou hypotézu stacionarity reziduí ze všech rovnic pro všechny země ani v jednom případě. Odstranění sezónnosti a přítomnost kladné autokorelace reziduí navíc vede k tomu, že test je vychýlen směrem k zamítnutí nulové hypotézy stacionarity, a tak naše výsledky plně potvrzují stacionaritu.

Protože špatné znaménko má odhad pouze u 2 zemí z 19, znaménkový test, konstruovaný analogicky jako v případě rovnice CPI inflace, zde rovněž zamítá nulovou hypotézu na 1% hladině významnosti.

Rovnice produkce

Budeme odhadovat metodou nejmenších čtverců rovnici (20), kde je vysvětlovanou proměnnou změna *mezery produkce* (odchylky produkce od potenciálu). Výsledky se nacházejí v tabulce 3.4.

U všech zemí kromě Kypru, Portugalska a Slovinska má koeficient správné, tj. kladné, znaménko. Na základě klasického *t*-testu je koeficient na 5% hladině statisticky významný u 12 z 19 zemí. Breusch-Godfreyův test ale opět signalizuje statistickou významnost pozitivní autokorelace, a tak použijeme *t*-test, robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci. Robustní *t*-test zamítá na 5% hladině nulovou hypotézu o nevýznamnosti koeficientu u 8 z 19 zemí. U panelového odhadu podle robustního *t*-testu vychází koeficient statisticky významný na 1% hladině, při použití klasického testu na všech běžných hladinách významnosti.

Protože špatné znaménko má odhad u 3 zemí z 19, stejně jako v případě rovnice CPI inflace, znaménkový test zde rovněž zamítá nulovou hypotézu na 1% hladině významnosti.

Rovnice počtu zaměstnaných

Odhadujeme metodou nejmenších čtverců rovnici (21), kde je vysvětlovanou proměnnou změna *mezery zaměstnanosti* (odchylky počtu zaměstnaných od rovnovážné hodnoty). Výsledky shrnuje tabulka 3.5.

Tentokrát jsou potřebná data dostupná pouze pro 10 zemí. U 9 z nich má odhadnutý koeficient správné (kladné) znaménko. V 5 případech je podle klasického *t*-testu statisticky významný na 5% hladině. Vzhledem k významné autokorelaci reziduí použijeme robustní *t*-test. Na jeho základě je koeficient statisticky významný na 5% hladině u 4 zemí. Pro celý panel není podle robustního *t*-testu koeficient statisticky významný ani na 10% hladině (*p*-hodnota = 11,8%), klasický *t*-test zamítá nevýznamnost na všech běžných hladinách.

Provedeme ještě znaménkový test. Pravděpodobnost, že u nejvýše 1 země z 10 bude mít odhad nesprávné znaménko za předpokladu platnosti nulové hypotézy, je rovna

1,07%. Na 1% hladině tedy nemůžeme těsně zamítnout nulovou hypotézu, na 5% hladině ji však již zamítnout můžeme.

4. Závěr

Vytvořili jsme jednoduchý lineární dynamický model, jehož stavovými proměnnými je CPI a PPI. Za předpokladu statických očekávání model osciluje, tj. je při své jednoduchosti schopen popsat existenci hospodářského cyklu. Dále jsme začlenili reálné veličiny – produkci a počet zaměstnaných. Jsou plně determinovány pomocí CPI a PPI.

Nabídkový šok se projeví bezprostředně v PPI, poptávkový v CPI. V rovnici CPI inflace jsou tak nabídkové šoky plně determinovány endogenně a pro praktické využití zbývá začlenit exogenní poptávkové šoky. Naopak do rovnic PPI inflace, produkce a zaměstnanosti by bylo vhodné přidat exogenní nabídkové šoky. Toto je však mimo záběr tohoto článku, protože cílem nebylo prezentovat co nejlepší model, ale verifikovat popsanou teoretickou hypotézu.

Ve druhé části jsme se zabývali empirickou implementací modelu na měsíční data zemí EU. CPI a PPI nemají úplně stejnou strukturu, jak předpokládá teoretický model. Logaritmickou marži distributorů (rozdíl logaritmů CPI a PPI) proto očistíme HP filtrem a dostaneme tak odhad *mezery cen*. Použijeme jeho jednostrannou verzi tak, abychom nevyužívali k odhadu trendu v daném časovém okamžiku budoucích pozorování.

Problém sezónnosti jsme odstranili použitím klouzavých průměrů. Vzhledem ke skutečnosti, že v rovnicích CPI a PPI inflace je vysvětlující proměnná z důvodu konstrukce korelovaná se zpožděnou vysvětlovanou, je nutné pro účely odhadu vysvětlovanou proměnnou dostatečným způsobem zpozdit, aby nedošlo ke zdánlivé regresi.

Odhady koeficientu mají v případě rovnic CPI inflace a produkce špatné znaménko ve 3 z 19 případů, u rovnice PPI inflace jsou to pouze 2 z 19 případů. Na základě znaménkového testu můžeme v případech všech tří uvedených rovnic zamítnout hypotézu, že jde o náhodu, na 1% hladině významnosti. V rovnici počtu zaměstnaných má odhadovaný koeficient špatné znaménko v 1 z 10 případů. Nulovou hypotézu, že jde o náhodu, můžeme na základě znaménkového testu zamítnout na 5% hladině významnosti.

Vzhledem k přítomnosti významné autokorelace reziduí jsme dali přednost robustnímu *t*-testu před klasickým. Odhadnutý koeficient vychází statisticky významný podle robustního *t*-testu v relativně malém počtu případů rovnic pro jednotlivé země. V panelovém odhadu je však významný na 1% hladině v rovnicích CPI inflace, PPI inflace i produkce. Panelový odhad rovnice počtu zaměstnaných však není (těsně) statisticky významný ani na 10% hladině. To může být dáno tím, že potřebná data jsou dostupná pouze pro 10 zemí oproti 19 v případě ostatních rovnic.

Tabulka 2.1
Stabilita systému rovnic (11) a (12) v závislosti na parametrech

	^{PPI}+ ^{CPI}	*Vlastní čísla*	*Stabilita*
0	(0,4	$\lvert\ _{1,2,3}\rvert = 1$	ano
	(4,)	$\lvert\ _{1}\rvert = 1, \lvert\ _{2}\rvert < 1, \lvert\ _{3}\rvert > 1$	ne
(0,1	(0,4 - 2)	$\lvert\ _{1,2,3}\rvert < 1$	ano (asymp.)
	4 - 2	$\lvert\ _{1}\rvert < 1, \lvert\ _{2,3}\rvert = 1$	ano
	(4 - 2 ,)	$\lvert\ _{1,2}\rvert < 1, \lvert\ _{3}\rvert > 1$	ne

Tabulka 3.1
Výsledky KPSS a HEGY testu stacionarity rozdílu logaritmů CPI a PPI
KPSS test má nulovou hypotézu stacionarity, u HEGY testu je naopak nulovou hypotézou přítomnost jednotkového kořenu.

Země	KPSS test (p-hod.)	HEGY test (p-hod.)
AT	<0,1	>0,1
BE	<0,05	>0,1
CY	<0,05	>0,1
CZ	<0,05	>0,1
DE	<0,01	>0,1
ES	<0,05	>0,1
FI	<0,05	>0,1
FR	<0,01	>0,1
HU	<0,1	>0,1
IE	<0,01	>0,1
IT	>0,1	>0,1
LT	<0,05	>0,1
NL	<0,05	>0,1
PL	>0,1	>0,1
PT	<0,05	>0,1
SE	<0,01	>0,1
SI	<0,05	>0,1
SK	>0,1	<0,01
UK	<0,01	>0,1

Tabulka 3.2

Výsledky odhadu rovnice (18), vysvětlující přírůstek CPI inflace

Sloupce obsahují (zleva) kód země, odhad koeficientu, *t* statistiku, její *p*-hodnotu, *t* statistiku robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci, její *p*-hodnotu, počet stupňů volnosti, autokorelaci prvního řádu a *p*-hodnotu její významnosti podle Breusch-Godfreyova testu.

Země	Odhad koef.	t-stat.	t-stat. (p-hod.)	Robust. t-stat.	Robust. t-stat. (p-hod.)	Počet stupňů volnosti	Autoko-relace	B-G test (p-hod.)
AT	-0,011	-0,323	0,747	-0,466	0,642	97	-0,497	0,000
BE	-0,024	-0,409	0,683	-0,921	0,359	97	0,127	0,115
CY	0,110	0,826	0,413	0,983	0,331	49	-0,141	0,165
CZ	-0,022	-1,105	0,274	-1,115	0,270	49	0,236	0,020
DE	-0,052	-1,377	0,172	-2,031	0,045	97	-0,551	0,000
ES	-0,052	-0,786	0,434	-0,659	0,512	97	-0,047	0,681
FI	-0,024	-0,673	0,502	-0,798	0,427	95	-0,113	0,268
FR	-0,013	-0,337	0,737	-0,722	0,472	97	-0,013	0,928
HU	0,148	1,739	0,090	1,599	0,118	37	0,183	0,113
IE	-0,031	-0,725	0,470	-0,765	0,446	96	0,015	0,921
IT	-0,022	-0,238	0,812	-0,201	0,841	97	-0,216	0,034
LT	-0,006	-0,382	0,703	-0,435	0,665	73	-0,318	0,002
NL	-0,055	-1,941	0,055	-2,689	0,008	97	0,156	0,176
PL	0,039	0,861	0,394	0,767	0,447	49	0,185	0,084
PT	-0,018	-1,069	0,288	-2,394	0,019	97	-0,217	0,151
SE	-0,059	-0,908	0,366	-1,134	0,259	97	0,242	0,008
SI	-0,124	-1,151	0,255	-1,176	0,245	49	-0,031	0,783
SK	-0,033	-0,953	0,343	-1,115	0,268	97	-0,296	0,004
UK	-0,032	-0,893	0,374	-0,965	0,337	96	-0,168	0,122
Panel	-0,018	-1,923	0,055	-2,748	0,006	1581	-	-

Tabulka 3.3

Výsledky odhadu rovnice (19), vysvětlující přírůstek PPI inflace

Sloupce obsahují (zleva) kód země, odhad koeficientu, *t* statistiku, její *p*-hodnotu, *t* statistiku robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci, její *p*-hodnotu, počet stupňů volnosti, autokorelaci prvního řádu a *p*-hodnotu její významnosti podle Breusch-Godfreyova testu.

Země	Odhad koef.	t-stat.	t-stat. (p-hod.)	Robust. t-stat.	Robust. t-stat. (p-hod.)	Počet stupňů volnosti	Autoko-relace	B-G test (p-hod.)
AT	0,152	1,805	0,074	1,518	0,132	96	0,509	0,000
BE	0,129	2,100	0,038	1,235	0,220	97	0,663	0,000
CY	-0,030	-0,140	0,889	-0,156	0,877	49	0,266	0,008
CZ	0,206	2,458	0,018	1,660	0,103	49	0,470	0,000
DE	0,114	1,839	0,069	1,474	0,144	97	0,398	0,000
ES	0,114	1,724	0,088	1,232	0,221	97	0,321	0,001
FI	0,135	1,913	0,059	1,624	0,108	97	0,513	0,000
FR	0,163	2,772	0,007	1,702	0,092	97	0,049	0,729
HU	-0,006	-0,038	0,970	-0,035	0,972	37	0,008	0,945
IE	0,112	1,339	0,184	0,939	0,350	97	0,135	0,407
IT	0,085	1,163	0,248	0,831	0,408	97	0,367	0,000
LT	0,110	1,259	0,212	1,143	0,257	73	0,233	0,021
NL	0,148	2,623	0,010	1,606	0,111	97	0,620	0,000
PL	0,170	1,656	0,104	1,020	0,313	49	0,480	0,000
PT	0,147	2,521	0,013	1,964	0,052	97	0,334	0,014
SE	0,073	0,860	0,392	0,679	0,499	97	0,355	0,001
SI	0,096	1,350	0,183	1,284	0,205	49	0,281	0,005
SK	0,152	2,374	0,020	1,533	0,129	97	0,383	0,000
UK	0,098	1,429	0,156	1,235	0,220	97	0,294	0,002
Panel	0,129	7,606	0,000	4,319	0,000	1584	-	-

Tabulka 3.4

Výsledky odhadu rovnice (20), vysvětlující přírůstek odchylky produkce od potenciálu

Sloupce obsahují (zleva) kód země, odhad koeficientu, *t* statistiku, její *p*-hodnotu, *t* statistiku robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci, její *p*-hodnotu, počet stupňů volnosti, autokorelaci prvního řádu a *p*-hodnotu její významnosti podle Breusch-Godfreyova testu.

Země	Odhad koef.	t-stat.	t-stat. (p-hod.)	Robust. t-stat.	Robust. t-stat. (p-hod.)	Počet stupňů volnosti	Autoko-relace	B-G test (p-hod.)
AT	1,856	5,696	0,000	5,245	0,000	96	0,159	0,110
BE	0,717	3,083	0,003	2,467	0,015	96	0,138	0,363
CY	-0,812	-1,893	0,064	-1,578	0,121	48	0,694	0,000
CZ	0,210	0,481	0,633	0,446	0,658	48	0,040	0,663
DE	2,130	6,020	0,000	3,178	0,002	96	0,304	0,002
ES	0,191	0,474	0,636	0,540	0,591	97	0,191	0,060
FI	2,214	4,832	0,000	2,393	0,019	97	0,426	0,000
FR	1,259	5,458	0,000	4,316	0,000	97	0,272	0,056
HU	0,128	0,215	0,831	0,117	0,907	36	0,417	0,000
IE	2,087	2,345	0,021	1,487	0,140	95	0,548	0,001
IT	1,962	3,777	0,000	2,192	0,031	96	0,561	0,000
LT	0,287	0,726	0,470	0,516	0,608	73	0,425	0,000
NL	0,381	2,973	0,004	1,796	0,076	96	0,792	0,000
PL	1,188	2,117	0,039	0,923	0,360	49	0,165	0,095
PT	-0,122	-1,122	0,265	-0,888	0,377	97	0,435	0,001
SE	1,460	3,823	0,000	2,020	0,046	97	0,495	0,000
SI	-0,051	-0,126	0,900	-0,061	0,951	48	0,557	0,000
SK	0,956	2,611	0,011	1,573	0,119	85	0,365	0,000
UK	1,208	5,205	0,000	7,914	0,000	85	0,203	0,023
Panel	0,517	6,648	0,000	2,808	0,005	1550	-	-

Tabulka 3.5

Výsledky odhadu rovnice (21), vysvětlující přírůstek odchylky počtu zaměstnaných od počtu zaměstnaných při plné zaměstnanosti

Sloupce obsahují (zleva) kód země, odhad koeficientu, *t* statistiku, její *p*-hodnotu, *t* statistiku robustní vůči heteroskedasticitě a autokorelaci, její *p*-hodnotu, počet stupňů volnosti, autokorelaci prvního řádu a *p*-hodnotu její významnosti podle Breusch-Godfreyova testu.

Země	Odhad koef.	t-stat.	t-stat. (p-hod.)	Robust. t-stat.	Robust. t-stat. (p-hod.)	Počet stupňů volnosti	Autoko-relace	B-G test (p-hod.)
AT	0,581	4,571	0,000	6,270	0,000	96	0,879	0,000
BE	0,213	4,373	0,000	3,690	0,000	96	0,891	0,000
CZ	0,051	0,336	0,738	0,212	0,833	48	0,920	0,000
DE	0,782	6,851	0,000	3,151	0,002	96	0,362	0,011
HU	0,097	0,944	0,351	0,865	0,393	36	0,917	0,000
PL	0,362	4,454	0,000	2,552	0,014	48	0,838	0,000
PT	-0,038	-1,031	0,305	-0,709	0,480	97	0,926	0,000
SI	0,126	0,862	0,393	0,535	0,595	48	0,807	0,000
SK	0,305	2,711	0,008	1,658	0,100	97	0,767	0,000
UK	0,085	0,923	0,358	0,572	0,569	96	0,940	0,000
Panel	0,124	4,899	0,000	1,565	0,118	767	-	-

Literatura

ANDĚL, J. 2003. *Statistické metody.* Praha : Matfyzpress, 2003.

BLAUG, M. 1997. *Economic Theory in Retrospect*. Cambridge : Cambridge University Press, 1997.

GERLACH, S., SVENSSON, L. 2003. Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? *Journal of Monetary Economics*, 2003, s. 1649–1672.

GHYSELS, E., LEE, H., NOH, J. 1994. Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *Journal of Econometrics*, 1994, s. 415–442.

GHYSELS, E., PERRON, P. 1993. The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root. *Jounal of Econometrics*, 1993, s. 57–98.

HALLMAN, J., PORTER, R., SMALL, D. 1991. Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run? *The American Economic Review*, 1991, s. 841–858.

HANSEN, B. 1970. *A Survey of General Equilibrium Systems*. New York : McGraw–Hill, 1970.

HARVEY, A., SCOTT, 1994. A. Seasonality in Dynamic Regression Models. *The Economic Journal*, 1994, s. 1324–1345.

HODRICK, R., PRESCOTT, E. 1997. Postwar U.S. Business Cycles: Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, s. 1–16.

HYLLEBERG, S., ENGLE, R., GRANGER, C., YOO, B. 1990. Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 1990, s. 215–238.

KODERA, J. 2001. *Měnová analýza*. Slaný : Melandrium, 2001.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P., SHIN, Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992, s. 159–178.

MACÁKOVÁ, L., SOUKUPOVÁ, J. 1998. *Mikroekonomie – repetitorium (středně pokročilý kurs)*. Slaný : Melandrium, 1998.

MALINVAUD, E. 1980. *Profitability and Unemployment*. Cambridge : Cambridge University Press, 1980.

MIZON, G. 1995. A Simple Message for Autocorrelation Correctors: Don't. *Journal of Econometrics*, 1995, s. 267–288.

SIMS, C. 1974. Seasonality in Regression. *Journal of the American Statistical Association*, 1974, s. 618–626.

TAKAYAMA, A. 1985. *Mathematical Economics*. Cambridge : Cambridge University Press, 1985.

WALLIS, K. 1974. Seasonal Adjustment and Relations between Variables. *Journal of the American Statistical Association*, 1974, s. 18–31.

A SIMPLE MODEL OF INTERACTION BETWEEN CPI AND PPI: APPLICATION TO MONTHLY DATA OF EU COUNTRIES

Petr Kadeřábek, Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University, Smetanovo nábř. 6, CZ – 111 01 Praha 1 (petrkaderabek@seznam.cz)

Abstract

We consider two markets in our model: wholesale, where producers' supply interacts with distributors' demand, and retail with distributors' supply and consumers' demand. The wholesale market determines the producer price index (PPI), production and indirectly also employment. In the retail market the consumer price index (CPI) is formed. We specify a simple dynamic model with two state variables: CPI and PPI. Real variables – production and employment – are fully determined by CPI and PPI. A supply shock shows itself in instant PPI adjustment, a demand shock in CPI. Thus, in the CPI inflation equation the supply shocks are fully determined endogenously by the wholesale - retail markets relationship and for practical use we should add exogenous demand shock to the equation. On the other hand, it would be suitable to add exogenous supply shocks to the PPI inflation, production and employment equations. In the second part we implement the model on monthly data of EU countries. It will be necessary modify the model specification so that we coped with the problems of seasonality and not exactly the same structure of baskets, used for CPI and PPI computations. We estimate each equation of the model both for each single country separately and for the whole panel.

Keywords

Inflation, Producer and consumer prices, Static and regressive expectations, Production, Employment, Panel data

JEL Classification

C23, E31, E32