

Working Papers Pracovní texty

Working Paper No. 4/2003

Dopad změn ceny ropy na hospodářský růst

Otakar Hevler

INSTITUT PRO EKONOMICKOU A EKOLOGICKOU POLITIKU

A

KATEDRA HOSPODÁŘSKÉ POLITIKY

VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE – FAKULTA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Institut pro ekonomickou a ekologickou politiku
Vysoká škola ekonomická v Praze – Fakulta národohospodářská
Katedra hospodářské politiky

Pracovní text č. 4

Dopad změn ceny ropy na hospodářský růst

Otakar Hevler

Otakar Hevler – CCS Česká společnost pro platební karty, a. s.

Abstract

This paper investigates the oil price-macroeconomy relationship by means of analyzing the impact of oil price changes on economic growth in the U.S. using quarterly data from 1947 to 2001, and in selected EU countries using monthly data from 1961 to 2002. For the purpose of this investigation three different proxies of oil price changes are employed. The results suggest that oil price increases which overcome their own maximum values from the previous three years have a greater negative effect on economic growth than oil price increases which exceed only a one year maximum and than simple oil price changes. The paper also presents a hypothesis that oil price decreases do not contribute to economic growth in both analyzed cases. All these results allow us to maintain the nonlinear interpretation of the examined relationship suggested by Hamilton.

JEL Codes: E32, C32, Q43

Keywords: oil shock, economic growth, nonlinear

OBSAH

1. ÚVOD	5
2. VÝZNAMNÉ HISTORICKÉ MEZNÍKY VE VÝVOJI CENY ROPY	6
3. VLIV CENY ROPY NA HOSPODÁŘSKÝ RŮST	7
3.1 Definice ropného šoku	9
3.2 Model ropa-HDP a jeho aplikace na USA	11
3.3 Aplikace poznatků na vybrané státy EU	14
4. ZÁVĚR.....	19
PŘÍLOHA Č. 1	21
PŘÍLOHA Č. 2	25
LITERATURA	28

1. Úvod

Vývoj světových událostí v posledních několika měsících vrátil ropu jakožto surovinu s vysokým strategickým významem do centra pozornosti jak médií, tak široké veřejnosti. Možný negativní dopad nedávného růstu ceny ropy na hospodářský vývoj recesí zasažených největších světových ekonomik, se po čase opět stal ústředním tématem řady analýz a odborných publikací.

Zájem o toto velice poutavé téma však přetrvává již po několik desetiletí. Do popředí zájmu odborníků se problematika dopadů ropných šoků na vývoj HDP dostala v 70. letech minulého století, tedy bezprostředně po prvním ropném šoku v roce 1973. Od tohoto okamžiku až do dnešních dnů bylo na dané téma publikováno nespočetné množství analýz. V průběhu let se vyčlenily dvě skupiny ekonomů, které se různí v názoru, jakým způsobem se může zvýšení ceny ropy projevit v hospodářské výkonnosti zemí závislých na jejím dovozu. První skupina, jako například Bohi (1989), Hooker (1996), Bernanke, Gertler a Watson (1997) a Barski a Kilian (2000) se kloní k názoru, že se ropné šoky nikterak nepromítají do růstu HDP, zatímco druhá viz. Pierce a Enzler (1974), Pindyck (1980), Hamilton (1983), Mork (1989), Davis a Haltiwanger (2001) a Cuñado a Pérez de Gracia (2000) považuje nárůst ceny ropy za možný důvod hospodářské recese postižených zemí.

V rámci druhé názorové skupiny pak ještě panují spory o to, jakou cestou se ropné šoky projeví v poklesu hospodářského růstu. V odborné literatuře jsou nárůsty ceny ropy velmi často prezentovány jako tzv. nabídkové šoky s patřičným dopadem do cenové hladiny a následně HDP. Méně uváděným pohledem na celou problematiku je tzv. poptávkový šok. V tomto případě je za primární důvod poklesu ekonomické aktivity považováno odložení investic jak ze strany domácností, tak firem, ke kterému dochází v období zvýšené nejistoty o budoucím vývoji cen energií. Vztah mezi cenou ropy a růstem HDP je podle této teorie spatřován jako nelineární.

Cílem tohoto materiálu je přiblížit problematiku ropných šoků a jejich vztahu k hospodářskému růstu z pohledu poptávkového šoku a následně prokázat nelineárnost celého vztahu, tedy že nárůst ceny ropy může za určitých okolností způsobit snížení tempa růstu HDP, zatímco pokles ceny, ke kterému dojde bezprostředně po ropném šoku a nebo i v období stabilních cen, nikterak nepřispívá k vyššímu růstu ekonomiky. Tento přístup bude demonstrován na příkladu Spojených států amerických, vybraných zemí EU a v samotném závěru i na České republice.

2. Významné historické mezníky ve vývoji ceny ropy

V této části velmi stručně představím nejvýznamnější ropné šoky, které se odehrály ve druhé polovině minulého století. Jak je patrné z grafu 1, byl vývoj ceny ropy velice stabilní, a to až do první ropné krize v roce 1973. Nejdůležitějším důvodem stabilního vývoje byla jak cenová regulace, která byla uplatňovaná nepřetržitě od konce druhé světové války až do konce 70. let, tak silná provázanost největších petrolejářských společností, které v tu dobu ovládaly většinu světového ropného průmyslu.

Dříve než se vrátím k událostem z roku 1973, chtěl bych se zmínit o prvním výraznějším zvýšení cen ropy na světových trzích. V roce 1956 došlo v průběhu tzv. Suezské krize k zablokování Suezského průplavu, což mělo za následek pokles světové nabídky ropy o více jak 10 %. Na tuto událost zareagovaly ceny ropy nárůstem o téměř 13 %.

Jak již bylo naznačeno výše k výraznému nárůstu cen ropy došlo koncem roku 1973. Členské státy Sdružení zemí vyvázejících ropu (OPEC) uvalily v reakci na probíhající izraelsko-arabskou válku ropné embargo na spojence Izraele, a to především na Spojené státy americké a Holandsko. Svým rozhodnutím tak z trhu stáhly téměř 8 % světové produkce ropy a současně zapříčinily nárůst ceny ropy o více jak 10,0 dolarů za barel (USD/bbl).

Další ropný šok na sebe nenechal dlouho čekat. V roce 1978 cena ropy v reakci na íránskou revoluci opět výrazně vzrostla, a to o dalších více jak 20,0 USD/bbl. Hlavním důvodem tohoto nárůstu cen bylo opět exogenní omezení světové produkce, tentokrát o necelých 9 %. Íránská revoluce zanedlouho přerostla ve válku mezi Irákem a Íránem, jež přispěla k růstu cen ropy na světových trzích o 5,0 USD/bbl. Pokles světové produkce ropy, způsobený tímto konfliktem, činil více jak 7 %.

Graf 1 – Vývoj světové ceny ropy (v dolarech za barel)



Pramen: IFS

V polovině 80. let se vývoj otočil a cena ropy především v reakci na nadprodukcí ze strany OPEC a stabilnímu vývoji poptávky poprvé výrazněji poklesla. Tímto okamžikem byla odstartována etapa zvýšené volatility cen. V roce 1990 vojenská invaze iráckých vojsk do Kuvajtu a s ní spojené zastavení dodávek ropy z těchto dvou zemí, mělo za následek další ropný šok. Cena ropy v reakci na výpadek téměř 9 % světové produkce vzrostla v tomto období o téměř 20,0 USD/bbl.

K dalšímu výraznějšímu nárůstu ceny ropy došlo v letech 1999 a 2000, kdy cena reagovala na omezení produkce ze strany OPEC, který se tak snažil zastavit pokles cen z předchozího roku. Ropa podražila během dvaceti měsíců o více jak 20,0 USD/bbl. OPEC v tomto období zavedl tzv. cenové pásmo ropného koše v rozmezí 22,0 až 28,0 dolarů za barel a pokaždé když se cena ropy vychýlila z tohoto rozmezí, došlo k úpravě těžebních kvót. Tento mechanismus tak kartelu umožnil poměrně úspěšně udržet cenu ropy na vyšší úrovni, a to až do současnosti.

Poslední zvýšení ceny ropy jsme mohli pozorovat v reakci na obavy z vojenského konfliktu v Iráku. Jak se však později ukázalo, vysoká cena se dlouho neudržela a samotné zahájení a následný hladký průběh vojenské operace srazily cenu ropy dolů.

3. Vliv ceny ropy na hospodářský růst

V předcházející kapitole jsou shrnuty všechny důležité okamžiky, které mohou být považovány za ropné šoky. Většina těchto dramatických zvýšení cen ropy byla posléze

následována ekonomickou recesí, a to především v 70. letech.¹ Zdali se jednalo pouze o jakousi časovou shodu událostí, či tento vztah může být považován za všeobecné pravidlo se pokusím ukázat v následujícím textu.

V ekonomické teorii existuje celá řada hypotéz, jakým způsobem se ropný šok může promítnout do hospodářského vývoje zasažené země. V tomto textu bych se chtěl přidržit názoru o nelineárnosti vztahu ropa-ekonomický růst, tedy že zvýšení cen ropy působí na zpomalení tempa růstu HDP, zatímco pokles cen nikterak nepřispívá k vyššímu tempu hospodářského růstu. Zásadní odlišností oproti hlavnímu názorovému proudu je cesta, kterou se zvýšení cen ropy projeví v hospodářské výkonnosti zemí závislých na jejím dovozu.

Ve své práci Hamilton (2001) zastává myšlenku, že cena a dostupnost ropy a jejich derivátů ovlivňují prodej automobilů ne proto, že působí na celkovou cenovou hladinu, ale proto že se jedná o komplementy. Rozhodnutí o tom jak velké auto a s jak velkou spotřebou motorových paliv si spotřebitelé pořídí, je tedy výrazně ovlivňováno jejich očekáváním budoucího vývoje ceny ropy a pohonných hmot. Nejistota spotřebitelů ohledně maximálního nárůstu cen, je klíčovým faktorem vedoucím k odložení nákupu nového vozu až do doby, kdy budou k dispozici přesvědčivé informace o poklesu ceny ropy. Je však zřejmé, že ceny energií a jejich dostupnost mají vliv i na rozhodování o koupi větších statků, jako například nemovitostí, zboží dlouhodobé spotřeby a vybavení domácností. Stejný model chování se tak s největší pravděpodobností dá očekávat i v případě rozhodování firem o budoucí spotřebě či investicích. Z tohoto zjednodušeného předpokladu je možné vyvodit závěr, že pokles poptávky po ropných produktech a jejich komplementech, zapříčiněný ropným šokem, může v krátkém období ovlivnit hospodářskou výkonnost postižené země.

„Je tedy patrné, že pokud je narušení alokační efektivnosti skutečně tím mechanismem, kterým ropné šoky působí na ekonomickou výkonnost, není jediný důvod se domnívat, že existuje lineární vztah mezi změnou ceny ropy a růstem HDP. Vyšší cena ropy sice vede k poklesu poptávky po určitých statcích, ale je velmi pravděpodobné, že zároveň zvýší poptávku po jiných komoditách. Pokud je tedy velice nákladné přesunout práci a kapitál mezi sektory, bude mít ropný šok v krátkém období dopad na nižší tempo hospodářského růstu.² Pokles cen ropy rovněž vyvolává pokles poptávky po jiném zboží, a to proto, že nezaměstnaní

¹ Z dnešního pohledu je patrné, že v tomto období existovaly vedle zmíněného ropného šoku i jiné faktory, které přispěly k nastartování ekonomické recese v průmyslově vyspělých zemích. Domnívám se však, že ropný šok představoval jedenu z hlavních příčin tehdejšího propadu světové ekonomické výkonnosti.

² Možný způsob jak ověřit toto tvrzení by mohlo být zakomponování časové řady disponibilního důchodu v jednotlivých zemích do použitého ekonometrického modelu a ověřit zdali má ropný šok vliv na výši této veličiny a následně i na poptávku po zboží a službách. Bohužel takovéto empirické ověření nebylo z důvodu nedostatečných časových řad zatím možné.

dělníci nejsou ihned přesunuti jinam. Pokud tedy odložení nákupu dražších energeticky citlivějších statků vede v krátkém období k poklesu hospodářského růstu, můžeme se domnívat, že nárůst cen ropy, stejně jako pokles může vyvolat recesi“ (viz. Hamilton, 2001, str. 35). Snížení cen ropy však není stejně špatnou zprávou jako zvýšení cen a to z důvodu vlivu na inflaci. Přesto je podle Hamiltona neopodstatněné předpokládat, že pokles cen ropy, který následuje po ropném šoku, automaticky povede k růstu HDP.

3.1 Definice ropného šoku

Za vysvětlující proměnnou bude v této analýze použita cena ropy upravená do tří různých forem, jejichž pomocí budeme měřit intenzitu ropného šoku.

a) Změna ceny ropy:

$$oil_t = 100 \times (\ln oil_t - \ln oil_{t-1}) \quad (1)$$

Tato proměnná v sobě zahrnuje jak nárůst, tak pokles cen ropy. Pro ověření hypotézy o výše zmíněném nelineární vztah, je však nezbytné zvolit jinou definici cenového šoku.

b) Čistá změna ceny ropy 1Y:

$$oil_t^+ = \max [0; 100 \times (\ln oil_t - \ln oil_{t-1})] \quad (2)$$

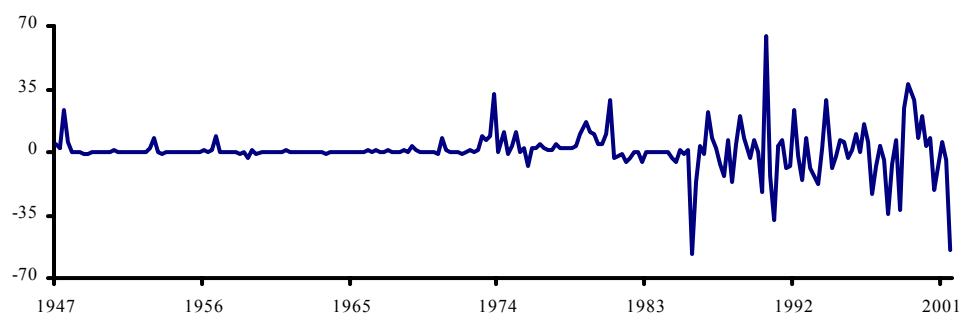
Jedná se o jednorocní kladné maximum změny ceny ropy. Pomocí takto definované vysvětlující proměnné se již může měřit pouze vliv růstu cen ropy na vývoj HDP. Hamilton (2001) však předpokládá, že pokud chceme měřit negativní účinek růstu cen ropy na rozhodování domácností a firem o budoucí spotřebě, je vhodnější poměřovat její současnou úroveň s úrovní, které dosáhla v několika předchozích letech. Jestliže nárůst cen ropy v současnosti dosáhne vyšších hodnot, než tomu bylo v průběhu třech předcházejících let, teprve v tomto okamžiku můžeme hovořit o ropném šoku.

c) Čistá změna ceny ropy 3Y:

$$oil_t^\# = \max [0; 100 \times (\ln (oil_t) - \ln \max(oil_{t-1}, oil_{t-2}, \dots, oil_{t-12}))] \quad (3)$$

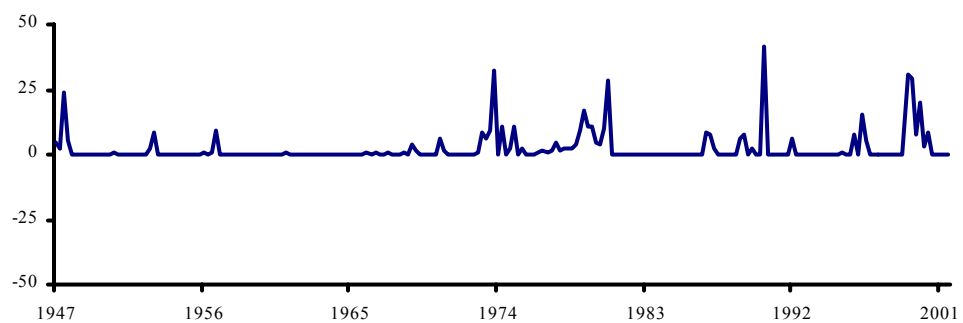
Toto jsou tři základní způsoby měření ropného šoku, které budou aplikovány v dalších propočtech. Jejich průběh je znázorněn v grafech 2 až 4. Pro potřeby analýzy zemí EU jsou ceny ropy upraveny stejným způsobem, jen s tím rozdílem, že se jedná o měsíční data.

Graf 2-Změna ceny ropy (v %)



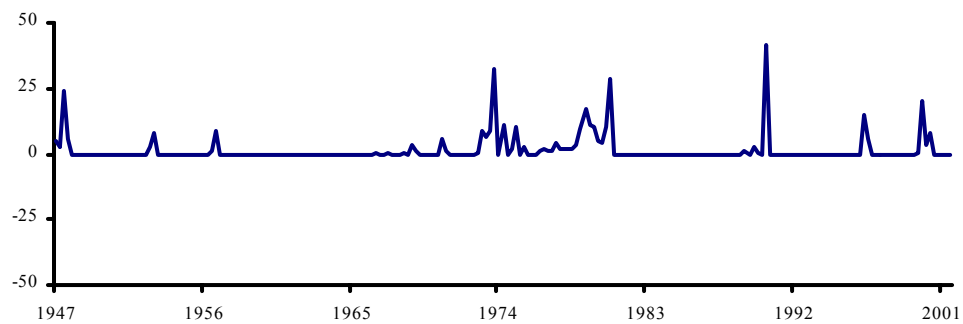
Pramen: Bureau of Labour Statistic, vlastní výpočet

Graf 3-Čistá změna ceny ropy 1Y (v %)



Pramen: Bureau of Labour Statistic, vlastní výpočet

Graf 4-Čistá změna ceny ropy 3Y (v %)



Pramen: Bureau of Labour Statistic, vlastní výpočet

3. 2 Model ropa-HDP a jeho aplikace na USA

Analýzu zkoumaného vztahu provedu nejprve na příkladu Spojených států amerických, a to pomocí Vektorové autoregresní analýzy (VAR).³ Za vysvětlovanou proměnnou, tedy tu, která v tomto případě bude sloužit jako ukazatel ekonomické výkonnosti, jsem zvolil časovou řadu reálného HDP.⁴ V dalším textu bude procentní změna HDP označována jako (y_t).

V první fázi analýzy vztahu ropa-hospodářský růst, nejprve provedu ověření již zmiňované lineární relace mezi zkoumanými veličinami. K popsání tohoto vztahu použiji první definici ropného šoku, která v sobě zahrnuje jak nárůsty, tak poklesy ceny ropy (oil_t). Po dosažení obou proměnných v rozmezí 1947:II – 2001:III dostaneme následující vztah:

$$y_t = 0,709 + 0,288 y_{t-1} + 0,132 y_{t-2} - 0,073 y_{t-3} - 0,124 y_{t-4} - 0,003 oil_{t-1} - 0,003 oil_{t-2} - 0,004 oil_{t-3} - 0,016 oil_{t-4} \quad (4)$$

(0,11) (0,07) (0,07) (0,07) (0,07) (0,006) (0,006) (0,006) (0,006)

Jak je z výsledků regrese patrné, lineární spojitost mezi cenou ropy a růstem HDP existuje. Tento závěr potvrzuje hodnota směrodatné odchylky (uvedené v závorkách) náležití koeficientu čtvrtého zpoždění časové řady (oil_t). Jelikož se v případě tohoto VAR jedná o vzájemné působení dvou veličin, je pro správnou interpretaci rovnice (4) nezbytné sestavit Impulse-response funkci (IRF). Z výsledků IRF pak vyplývá, že desetiprocentní zvýšení cen ropy vyústí o čtyři čtvrtletí později v nižší úroveň HDP o 0,186 %, než by tomu bylo za nezměněných okolností. Jelikož se v tomto případě jedná o lineární vztah, měla by výše uvedená interpretace platit i obráceně, tedy že 10% pokles cen ropy přispěje ke zvýšení tempa růstu HDP ve stejném rozsahu.

Dalo by se tedy prohlásit, že vztah mezi cenou ropy a HDP zachycený v rovnici (4) je dostatečný k predikci HDP v USA. Přijmutí podobného tvrzení, je však nezbytné dále prověřit. Za jeden z možných způsobů dodatečné verifikace je možné považovat Grangerův test kauzality, jenž zkoumá vzájemný vztah mezi prověřovanými veličinami a míru jejich vzájemného vlivu. Výsledky testu jsou zobrazeny v tabulce 1.

³ Stručná charakteristika VAR společně s odůvodněním využití tohoto ekonometrického nástroje v této analýze, jsou obsaženy v příloze č. 2.

⁴ Stejně jako cena ropy, byla i časová řada HDP přepočítána pomocí změny logaritmu, čímž byl zaručen předpoklad stacionárnosti časové řady. Výsledky Duckeyova-Fullerova a Phillipsova-Perronova testu nám umožňují jak na 5%, tak na 1% hladině významnosti odmítnout nulovou hypotézu o jednotkovém kořenu a potvrzují tak požadovanou stacionaritu.

Tabulka 1-Výsledky Grangerova testu kauzality pro USA

Nulová hypotéza	Počet pozorování	F-statistika
$oil_t \rightarrow HDP$	210	1,82695
$oil_t^+ \rightarrow HDP$	210	3,42337
$oil_t^\# \rightarrow HDP$	210	5,85897
$oil_t^- \rightarrow HDP$	210	0,19964

Pramen: vlastní výpočet

Kritické hodnoty F-statistiky jsou pro 0,05 – 2,42 a pro 0,01 – 3,41. V tabulce je zobrazena pouze první polovina celého testu. Zbývající část je zobrazena v příloze č. 2.

Z hodnot F-statistiky uvedených v prvním řádku tabulky jednoznačně vyplývá, že není možné na 5% hladině významnosti odmítnout nulovou hypotézu, že změna cena ropy (oil_t) neovlivňuje změnu HDP (y_t). Z Grangarevova testu tedy vyplývá, že očekávanou linearitu mezi uvažovanými proměnnými není možné zcela jednoznačně prokázat. Jak se celý vztah změní v okamžiku, kdy do regrese dosadím druhou definovanou proměnnou (oil_t^+), tedy pouze kladné hodnoty změny ceny ropy ukazuje následující rovnice:

$$\begin{aligned}
 y_t = & 0,876 + 0,258 y_{t-1} + 0,118 y_{t-2} - 0,081 y_{t-3} - 0,138 y_{t-4} \\
 & (0,13) \quad (0,07) \quad (0,07) \quad (0,07) \quad (0,07) \\
 & - 0,009 oil_{t-1}^+ - 0,008 oil_{t-2}^+ - 0,013 oil_{t-3}^+ - 0,032 oil_{t-4}^+ \quad (5) \\
 & (0,012) \quad (0,012) \quad (0,022) \quad (0,012)
 \end{aligned}$$

I v tomto případě je statisticky významný koeficient čtvrtého zpoždění proměnné (oil_t^+). Dopad na tempo hospodářského růstu je však mnohem vyšší při použití pouze kladných změn ceny ropy, téměř dvojnásobný, než v předchozí regresi. O tom, že rovnice (5) je věrnějším zobrazením skutečnosti než (4), se dá usuzovat i z Grangarova testu kauzality. Hodnoty F-statistiky umožňují odmítnout nulovou hypotézu jak na 5%, tak i na 1% hladině významnosti. Dosazením výsledků z (5) do IRF jsem došel k závěru, že desetiprocentní zvýšení ceny ropy vyústí o čtyři čtvrtletí později v nižší úroveň HDP o 0,44 %, než by tomu bylo za nezměněných okolností. V tomto případě však již není možné prohlásit, že by pokles ceny ropy ve stejném rozsahu mohl přispět k vyššímu hospodářskému růstu v USA.

Pomocí regrese (5) se tak podařilo prokázat předem očekávaný nelineární vztah mezi cenou ropy a HDP. Aby bylo možné výše uvedené výsledky požit k predikci HDP, Hamilton (2001) a řada dalších autorů doporučuje do regrese (5) dosadit proměnnou ($oil_t^\#$), která stejně

jako (oil_t^+) obsahuje pouze kladné hodnoty změny ceny ropy, ale pouze ty, které překonaly svá maxima z předchozích tří let. Tato proměnná je tak schopna lépe zachytit momenty, které vedou jak spotřebitele, tak firmy k odložení své spotřeby do dalších let. Výsledky této regrese znázorňuje následující rovnice:

$$y_t = 0,963 + 0,228 y_{t-1} + 0,109 y_{t-2} - 0,092 y_{t-3} - 0,151 y_{t-4} - 0,024 oil_t^{\#} - 0,016 oil_{t-2}^{\#} - 0,019 oil_{t-3}^{\#} - 0,042 oil_{t-4}^{\#} \quad (6)$$

(0,13)
(0,07)
(0,07)
(0,07)
(0,07)

(0,02)
(0,02)
(0,02)
(0,01)

Dopad rostoucích cen ropy na vývoj tempa růstu HDP je v (6) mnohem výraznější než tomu bylo v obou předešlých rovnicích. Hodnota směrodatné odchylky i v tomto případě ukazuje, že statisticky významný je koeficient čtvrtého zpoždění časově řady ($oil_t^{\#}$). Výsledky Grangerova testu kauzality (viz. tabulka 1) rovněž potvrzují vysokou vypovídací schopnost regrese (6). Po sestavení IRF pro rovnici (6) zjistíme, že desetiprocentní zvýšení cen ropy vyústí o čtyři čtvrtletí později v nižší úroveň HDP o 0,581 %, než by tomu bylo za nezměněných okolností.

Pomocí regrese (6) se podařilo najít model, který je dostatečný k predikci HDP ve Spojených státech amerických, a jenž zároveň potvrzuje dříve přijatý předpoklad o nelineárním vztahu mezi cenou ropy a hospodářským růstem. K podpoření tohoto názoru doporučuje Mork (1989) sestavit podobný VAR, jen s tím rozdílem, že za vysvětlující proměnnou navrhuje dosadit pouze negativní hodnoty změny ceny ropy oil_t^- , tedy okamžiky, kdy cena ropy klesala.⁵ Výsledky tohoto VAR zobrazuje následující rovnice:

$$y_t = 0,648 + 0,302 y_{t-1} + 0,133 y_{t-2} - 0,073 y_{t-3} - 0,118 y_{t-4} + 0,0004 oil_{t-1}^- + 0,005 oil_{t-2}^- - 0,004 oil_{t-3}^- - 0,002 oil_{t-4}^- \quad (7)$$

(0,12)
(0,07)
(0,07)
(0,07)
(0,07)

(0,01)
(0,01)
(0,01)
(0,01)

Žádný ze čtyř koeficientů proměnné (oil_t^-) však není statisticky významný, o čemž informují hodnoty směrodatné odchylky. Na základě regrese (7) je tedy možné odmítnout předpoklad, že pokles ceny ropy přispívá k růstu HDP. Pokud bychom však abstrahovali od statistické významnosti jednotlivých koeficientů, je velice zajímavé si povšimnout znamének, které jim předcházejí. Pokud by vztah vyjádřený v (7) představoval pravdivé zobrazení skutečnosti, pokles cen ropy by měl pozitivní dopad na růst HDP pouze v prvních dvou

⁵ Jedná se o stejný přepočtení ceny ropy jako v případě (c), jen s tím rozdílem, že jsou vybrány pouze záporné hodnoty.

čtvrtletích po poklesu cen. V následujících dvou kvartálech by se vývoj otočil a došlo by ke zpomalení ekonomického růstu, s tím že nejrazantnější pokles by nastal ve třetím čtvrtletí. Jelikož vztah (7) není na pětiprocentní hladině významnosti statisticky signifikantní, můžeme takovouto interpretaci považovat pouze za spekulativní.

3.3 Aplikace poznatků na vybrané státy EU

Valná většina studií zabývajících se vztahem mezi cenou ropy a hospodářským růstem byla v uplynulých letech zpracována na příkladu USA. V následující části bych se chtěl pokusit tento nedostatek alespoň částečně nahradit a prezentovat výsledky, které jsem získal zpracováním dat osmi členských států Evropské unie. Reprezentativní vzorek zemí EU byl vybrán především v závislosti na jejich vztahu k České republice. Rozhodujícím kritériem výběru byl procentní podíl těchto zemí na exportu českého zboží v letech 1993 až 2002. Důvodem tohoto výběru byla snaha o aplikaci získaných poznatků ze zemí EU na ČR a zjištění, v jakém rozsahu se nárůst ceny ropy promítá do hospodářské výkonnosti ČR.

Jedním z důvodů nedostatečného výzkumu vztahu ropa-hospodářský růst v rámci Evropy může být mimo jiné i značná nedostupnost dostatečných časových řad ekonomických údajů. Při výběru vhodných reprezentantů jsem opakovaně na tento problém narážel a nedostupnost komplexních dat o vývoji HDP v EU byla více než zarážející. Nakonec se mi podařilo požadované údaje o HDP všech osmi vybraných zemí EU vyhledat, ale v konečném důsledku byly zcela nevhodné pro potřeby této analýzy. Rozhodl jsem se tedy využít postupu, který ve své práci aplikovali například Burbidge a Harrison (1984) či Cuñado a Pérez de Gracia (2000) a nahradil jsem ukazatel ekonomické výkonnosti v podobě HDP Indexem průmyslové výroby (IPI). Časové řady IPI jsem získal z International Financial Statistics (IFS) vydávané Mezinárodním měnovým fondem, a to v měsíční podobě v rozmezí 1961:1 - 2002:3.

Velmi důležitým krokem byl i výběr vhodného reprezentanta vývoje ceny ropy. Po zvážení všech dostupných možností jsem vybral tzv. Světovou cenu ropy, která v sobě zobrazuje vývoj cen na všech důležitých světových trzích. Časová řada byla rovněž získána z IFS a to ve stejném rozsahu jako IPI. Její průběh je znázorněn v grafu 1. Použití měsíční časové řady ceny ropy má podle mého názoru značnou výhodu oproti čtvrtletní, a to především v jejím věrnějším zobrazení všech cenových výkyvů, které tak ve druhém případě nejsou do analyzovaného vzorku zahrnuty.

Pro transformaci do národních peněžních jednotek vybraných zemí EU jsem použil časové řady směnného kurzu měn těchto zemí vůči americkému dolaru. Jak další analýza ukázala, je

tento přepočít velmi důležitý, a to z důvodu dopadu na samotný rozsah ropného šoku. Například v 70. letech minulého století většina měn evropských zemí vůči dolaru oslabovala, což následně ještě více prodražovalo dovozy ropy. Opačný vývoj například nastal v průběhu války v Perském zálivu, kdy dolar oslabil a zlevnil tak dovozy ropy do EU.

K popsání zkoumaného vztahu mezi cenou ropy a IPI v zemích Evropské unie jsem použil stejný postup jako v případě USA. Provedl jsem identický přepočít ceny ropy a IPI, čímž byla zajištěna jak možnost analyzování všech výše uvedených variant, tak potřebná stacionárnost časových řad. Jediným významným rozdílem oproti předešlé analýze USA je již zmíněná vyšší frekvence časových řad a z toho vyplývající jiný počet zpoždění. Velice důležité se pro celou analýzu také ukázalo určení správného počtu zpoždění. V publikovaném odborném tisku totiž neexistuje jednotný názor na to, jak v takovýchto případech postupovat. Na jedné straně figuruje předpoklad o nutnosti používat co nejmenší počet zpoždění, a to maximálně v rozsahu 1 až 6. Na druhé straně je však takovýto počet považován za příliš malý a nedostatečný ke správnému zachycení zkoumaného vztahu a doporučuje se na měsíční data použít 12 zpoždění a více. Po zvážení všech těchto názorů jsem se nakonec přiklonil k druhé zmiňované variantě, kterou mimo jiné doporučuje jak Enders (1995), tak Hamilton a Herrera (2000) a pro všechny následující VAR jsem použil 12 zpoždění. Takto sestavené VAR však obsahují velký počet odhadovaných koeficientů, celkem 50 pro jednu rovnici, a není tedy vhodné je prezentovat v podobě jednotlivých rovnic, stejně jako tomu bylo v části věnované USA. V samotném textu jsou proto nejprve uvedeny tabulky obsahující pouze statisticky významné koeficienty jednotlivých regresních rovnic a v příloze jsou pak uvedeny tabulky se všemi 12 odhadovanými koeficienty vztahujícími se k ceně ropy.

Stejně jako tomu bylo v předchozí části věnující se Spojeným státům americkým, tak i v následující analýze vybraných zemí Evropské unie se nejprve zaměřím na lineární vztah mezi cenou ropy (oil_t) a hospodářským růstem (vyjádřeným prostřednictvím IPI). Jak je z tabulky 2 patrné, nepodařilo se prokázat v případech Rakouska, Německa a Velké Británie ověřovanou spojitost mezi oběma proměnnými na 5% hladině významnosti. U ostatních zemí je vzájemný vztah mezi změnou ceny ropy a tempem růstu IPI sice signifikantní, ale jak ukazují výsledky Grangerova testu kauzality (viz. tabulka 3), není možné ho považovat za nejlepší zobrazení skutečnosti. Uvedené hodnoty F-statistiky tak neumožňují odmítnutí nulové hypotézy pro většinu zemí mimo Holandska.

Tabulka 2 - Výsledky VAR ($oil_t - IPI$)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ *
oil_t	-	-0,027 (0,013)	-0,018 (0,009)	-	-0,034 (0,013)	-0,033 (0,012)	-0,029 (0,012)	-	-0,010 (0,004)

Pramen: vlastní výpočet

* PZ – Průmyslově vyspělé země celkem

Tabulka 3 - Výsledky Grangerova testu kauzality pro EU

	Počet pozorování	$oil_t - IPI$	$oil^+_t - IPI$	$oil^{\#}_t - IPI$	$oil^-_t - IPI$
Rakousko	482	0,804	1,177	2,524	0,997
Belgie	482	1,382	1,908	2,465	1,215
Francie	482	1,277	2,748	2,873	0,412
Německo	482	0,537	1,373	1,778	0,763
Itálie	482	1,182	2,065	2,029	0,891
Nizozemí	482	2,312	2,390	2,208	2,359
Španělsko	482	1,150	1,817	2,099	0,689
VB	482	0,923	1,579	1,947	0,355
PZ	482	1,349	3,650	4,074	0,349

Pramen: vlastní výpočet

Kritické hodnoty F-statistiky jsou pro 0,05 – 1,75 a pro 0,01 – 2,18. V tabulce je zobrazena pouze první polovina celého testu. Zbývající část je zobrazena v příloze č. 2.

Výsledky VAR a Grangerova testu naznačují, že i v případě vybraného vzorku zemí EU není možné jednoznačně prokázat požadovaný lineární vztah mezi cenou ropy a IPI. K interpretaci dosažených zjištění využijí, stejně jako u USA, Impulse-response funkci. Výsledky jednotlivých IRF ukazují, jak se změní hodnota IPI při nárůstu cen ropy o 10, 20 a 30 %, a to v intervalu jedenáct až dvanáct měsíců následujících po ropném šoku. Za povšimnutí stojí rovněž skutečnost, že zpoždění s jakým se projeví nárůst cen ropy v ekonomické výkonnosti zemí EU, odpovídá modelu zpracovaném na příkladu USA.

Tabulka 4 - Výsledky IRF ($oil_t - IPI$)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
10%	-	-0,283	-0,176	-	-0,314	-0,300	-0,359	-	-0,113
20%	-	-0,566	-0,352	-	-0,628	-0,600	-0,718	-	-0,226
30%	-	-0,849	-0,528	-	-0,942	-0,900	-1,077	-	-0,339

Pramen: vlastní výpočet

V dalším kroku dosadím do VAR pro jednotlivé země EU pouze kladné změny ceny ropy (oil_t^+). Výsledky této regrese jsou shrnuty v tabulce 5. V tomto případě je již patrný mnohem výraznější dopad zvýšení cen ropy na vývoj IPI. Tento závěr potvrzují jak výsledky Grangerova testu, tak IRF. Negativní dopad ropného šoku měřeného pomocí (oil_t^+) tak pociťují téměř všechny analyzované státy s výjimkou Rakouska. V případě Německa a Velké Británie není možné tento vliv s určitostí prokázat, a to i přes to že výsledky VAR vykazují statisticky významný koeficient vztahující se k ceně ropy. Z Grangerova testu kauzality totiž vyplývá nemožnost odmítnout nulovou hypotézu na 5% hladině významnosti.

Tabulka 5 - Výsledky VAR (oil_t^+ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
oil_t^+	-	-0,054 (0,020)	-0,033 (0,013)	-0,043 (0,014)	-0,061 (0,018)	-0,063 (0,018)	-0,045 (0,017)	-0,029 (0,013)	-0,026 (0,006)

Pramen: vlastní výpočet

Tabulka 6 - Výsledky IRF (oil_t^+ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
10%	-	-0,379	-0,265	-0,393	-0,592	-0,602	-0,561	-0,273	-0,235
20%	-	-0,758	-0,53	-0,786	-1,184	-1,204	-1,122	-0,546	-0,47
30%	-	-1,137	-0,795	-1,179	-1,776	-1,806	-1,683	-0,819	-0,705

Pramen: vlastní výpočet

Po té co se podařilo prokázat výraznější vliv pouze kladných změn ceny ropy na hospodářskou výkonnost a tím i předpokládaný nelineární vztah mezi proměnnými pro většinu zemí EU, přistoupím k další analýze. Do VAR dosadím další proměnnou ceny ropy v podobě ($oil_t^\#$). Výsledky VAR a Grangerova testu kauzality v tomto případě rovněž potvrzují závěr získaný z analýzy USA, tedy že zvýšení ceny ropy, které překoná svá maxima z předchozích tří let, má nejvýraznější dopad na hospodářský růst (IPI) ze všech zatím použitých definic ropného šoku. Negativní vliv na IPI je v tomto případě evidentní i pro Rakousko, u kterého se až doposud analyzovanou spojitost nepodařilo prokázat. Pouze u Belgie a Holandska je dopad ($oil_t^\#$) téměř identický jako u (oil_t^+).

Z výsledků IRF pro jednotlivé státy EU vyplývá, že největší dopad rostoucích cen ropy je patrný v Itálii, kde 10% zvýšení ceny ropy vyústí o jedenáct měsíců později v nižší úroveň IPI

o 0,624 %, než by tomu bylo v případě stabilních cen ropy. Naopak nejméně je ropným šokem ovlivněna Velká Británie, kde stejný cenový nárůst vyústí o jedenáct měsíců později v pokles IPI pouze o 0,289 %. Pro srovnání jsou v tabulkách rovněž uvedeny výsledky vztahující se k průmyslově vyspělým zemím jako celku. I v tomto případě se potvrdily očekávané předpoklady o nelineárnosti zkoumaného vztahu.

Tabulka 7 - Výsledky VAR ($oil_t^{\#}$ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
$oil_t^{\#}$	-0,039 (0,019)	-0,056 (0,022)	-0,040 (0,013)	-0,051 (0,014)	-0,063 (0,019)	-0,061 (0,018)	-0,051 (0,018)	-0,031 (0,013)	-0,028 (0,006)

Pramen: vlastní výpočet

Tabulka 8 - Výsledky IRF ($oil_t^{\#}$ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
10%	-0,566	-0,367	-0,301	-0,458	-0,624	-0,587	-0,598	-0,289	-0,263
20%	-1,132	-0,734	-0,602	-0,916	-1,248	-1,174	-1,196	-0,578	-0,526
30%	-1,698	-1,101	-0,903	-1,374	-1,872	-1,761	-1,794	-0,867	-0,789

Pramen: vlastní výpočet

Posledním krokem této analýzy tak bude ověření doporučení, které navrhuje Mork (1989). Do VAR dosadím pro vybrané země EU za vysvětlující proměnou pouze negativní změny ceny ropy (oil_t^{-}). Výsledky VAR i Grangerova testu kauzality potvrzují již dříve přijatý předpoklad, o tom, že pokles ceny ropy nemusí být impulzem pro nastartování ekonomického růstu pro většinu analyzovaných zemí EU s výjimkou Holandska. Výsledky VAR jsou zobrazeny v souhrnné tabulce 9 v příloze. Jak hodnoty jednotlivých koeficientů negativních změn ceny ropy ukazují, pouze v případě Nizozemí způsobí pokles ceny ropy hospodářské oživení, a to tři měsíce od okamžiku, kdy dojde k poklesu. Stejně jako tomu bylo v případě USA, tak i u většiny vybraných zemí EU se podařilo prokázat předem očekávaný nelineární vztah mezi cenou ropy a hospodářským růstem.

Jak jsem uvedl výše, jedním z cílů tohoto materiálu má být i zjištění, v jakém rozsahu se nárůst ceny ropy projevuje v hospodářské výkonnosti ČR. Splnění tohoto účelu byl podřízen i výběr analyzovaných zemí EU. Domnívám se, že velmi těsná ekonomická provázanost České republiky s vybranými zeměmi EU, do kterých směřuje téměř 60 % českého exportu,

mi tak umožňuje přijmout předpoklad, podle kterého by získané závěry analýzy zemí EU mohly platit i v případě ČR. Je tedy velice pravděpodobné, že ropný šok, který se odehrál v letech 1999 a 2000, se mohl pomítnout do zpomalení tempa hospodářského růstu v ČR. Nedostatečná délka časových řad analyzovaných proměnných, však neumožňuje prokázat výše uvedený předpoklad prostřednictvím stejně podrobné analýzy jako v případech USA a zemí EU. K tomu, aby bylo možné v alespoň obecné úrovni lépe kvantifikovat dopad ropných šoků na hospodářský růst ČR, jsem sestavil ekonometrický model, jehož pomocí jsou aplikovány poznatky vztahující se k zemím EU i na ČR.⁶ Z výsledků tohoto modelu vyplývá, že nárůst ceny ropy v podobě ($oil_t^{\#}$) o 10 % vyústí o jedenáct měsíců později v nižší úroveň IPI v ČR o 0,377 %, než by tomu bylo za nezměněných okolností. Porovnáním dopadu takto definovaného ropného šoku v ČR se státy EU, je patrné, že se velmi přibližuje dopadům, které má Belgie, Francie a Německo. Je však nutné připomenout, že v případě ČR, se jedná pouze o hrubý odhad.

4. Závěr

Cílem tohoto materiálu bylo ukázat, jakou cestou a v jaké míře se projeví zvýšení ceny ropy do hospodářské výkonnosti Spojených států amerických, vybraných zemí EU a České republiky. Jak je z výsledků analýzy patrné, podařilo se u těchto zemí potvrdit dříve přijatý předpoklad o nelineárním vztahu mezi cenou ropy a hospodářským růstem. Zvýšení ceny ropy, které překoná svá maxima z předchozích několika let, má velmi výrazný negativní dopad na hospodářskou výkonnost všech analyzovaných zemí, zatímco pokles ceny ropy nepřispívá k ekonomickému oživení ve většině z nich s výjimkou Holandska. Jak analýza ukázala, jsou následky ropných šoků pro každou zemi různé. Nejvýraznější negativní dopad na vývoj IPI je patrný v případě Itálie, kde nárůst ceny ropy o 10 % vyústí o jedenáct měsíců později v nižší úroveň IPI o 0,624 %, než by tomu bylo v případě stabilní ceny ropy. Oproti tomu nejméně citelný vliv ropných šoků na ekonomickou aktivitu pocítují ve Velké Británii, kde se zvýšení ceny ropy o 10 % projeví v nižší úroveň IPI o 0,263 %, a to rovněž o jedenáct měsíců později. Domnívám se, že tyto rozdíly jsou způsobeny specifickými vnitřními podmínkami jednotlivých států. Ropa totiž představuje pro každou zemi surovinu s jiným významem. Na jedné straně jsou tzv. čistí importéři, kteří nedisponují žádnými vlastními zdroji a veškerou spotřebu ropy musí pokrýt dovozem. Domnívám se, že ekonomika takového

⁶ Detailní specifikace celého modelu přesahuje rámec tohoto materiálu, proto nebude v textu podrobně vysvětlen.

typu zemí, je tudíž velice citlivá na neočekávaný růst ceny ropy. Na straně druhé jsou země, které můžeme označit za čisté exportéry, tedy takové jenž pokryjí celou spotřebu ropy z vlastních zdrojů a navíc profitují z prodeje přebytků. Takovou zemí je v rámci zkoumaného vzorku členů EU Velká Británie, která jak již bylo řečeno výše, vykazuje nejnižší dopad ropného šoku na svou ekonomickou aktivitu.

Z pohledu ekonomického vývoje samotné České republiky je rovněž velmi důležité poznat, jakým způsobem se ropné šoky promítají do hospodářské výkonnosti našich nejbližších západních sousedů, a to především Německa kam směřuje největší podíl českého exportu. Výše uvedená analýza prokázala zcela jednoznačný negativní vliv růstu ceny ropy na hospodářský růst i v případě Německa. Nárůst ceny ropy o 10 % vyústí v Německu o jedenáct měsíců později v nižší úroveň IPI o 0,458 %, než by tomu bylo za nezměněných okolností. Jedním z cílů tohoto materiálu byla rovněž snaha kvantifikovat dopad ropného šoku i na ekonomickou aktivitu České republiky. Po aplikování poznatků ze zemí EU na podmínky ČR, jsem došel k závěru, že ropný šok má negativní dopady na hospodářskou aktivitu i v tomto případě. Neočekávané zvýšení ceny ropy o 10 % se v tuzemsku projeví poklesem IPI o 0,377 %, a to za deset měsíců od okamžiku, kdy k ropnému šoku došlo. Domnívám se, že tento materiál podkryl jednu z možných variant vztahu ropa-hospodářský růst a otevřel prostor pro další bádání.

Příloha č. 1

Tabulka 9 - Výsledky VAR ($oil_t - IPI$)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
oil_{t-1}	0,017 (0,012)	-0,004 (0,013)	0,002 (0,009)	0,003 (0,009)	-0,008 (0,012)	0,022 (0,012)	0,005 (0,012)	0,006 (0,008)	0,000 (0,004)
oil_{t-2}	0,006 (0,012)	0,020 (0,013)	0,000 (0,009)	-0,005 (0,009)	-0,006 (0,013)	-0,019 (0,012)	0,006 (0,012)	-0,007 (0,008)	0,000 (0,004)
oil_{t-3}	0,014 (0,012)	0,008 (0,013)	0,002 (0,009)	0,006 (0,009)	0,014 (0,013)	0,021 (0,012)	-0,005 (0,012)	0,013 (0,008)	-0,001 (0,004)
oil_{t-4}	0,012 (0,012)	0,029 (0,013)	0,004 (0,009)	0,012 (0,009)	0,013 (0,012)	0,024 (0,012)	0,004 (0,012)	0,010 (0,008)	0,001 (0,004)
oil_{t-5}	0,004 (0,012)	-0,017 (0,013)	0,001 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,005 (0,013)	0,003 (0,012)	-0,001 (0,012)	0,001 (0,008)	-0,002 (0,004)
oil_{t-6}	-0,009 (0,012)	-0,004 (0,013)	0,009 (0,009)	-0,001 (0,009)	0,000 (0,013)	-0,014 (0,012)	-0,002 (0,012)	0,001 (0,008)	-0,002 (0,004)
oil_{t-7}	0,017 (0,012)	-0,001 (0,013)	0,004 (0,009)	-0,003 (0,009)	0,012 (0,013)	-0,018 (0,012)	0,004 (0,012)	0,005 (0,008)	-0,005 (0,004)
oil_{t-8}	-0,005 (0,012)	0,021 (0,013)	-0,013 (0,009)	0,004 (0,009)	-0,007 (0,013)	0,005 (0,012)	-0,010 (0,012)	-0,010 (0,008)	-0,001 (0,004)
oil_{t-9}	0,003 (0,012)	-0,012 (0,013)	-0,005 (0,009)	-0,006 (0,009)	0,002 (0,013)	0,009 (0,012)	0,018 (0,012)	-0,002 (0,008)	0,002 (0,004)
oil_{t-10}	0,002 (0,013)	0,004 (0,013)	-0,002 (0,009)	-0,004 (0,009)	-0,009 (0,013)	0,003 (0,012)	-0,029 (0,012)	-0,004 (0,008)	-0,003 (0,004)
oil_{t-11}	-0,013 (0,013)	-0,005 (0,013)	-0,018 (0,009)	-0,014 (0,009)	-0,034 (0,013)	-0,033 (0,012)	-0,012 (0,012)	-0,014 (0,008)	-0,010 (0,004)
oil_{t-12}	0,011 (0,012)	-0,027 (0,013)	-0,016 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,002 (0,013)	-0,020 (0,012)	-0,016 (0,012)	0,001 (0,008)	-0,008 (0,004)

Pramen: vlastní výpočet

Tabulka 10 - Výsledky VAR (oil_t^+ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
oil^+_{t-1}	0,026 (0,019)	0,000 (0,020)	-0,005 (0,012)	0,008 (0,014)	-0,031 (0,018)	0,013 (0,018)	-0,001 (0,017)	-0,007 (0,013)	-0,003 (0,006)
oil^+_{t-2}	0,017 (0,019)	0,022 (0,020)	-0,001 (0,012)	0,000 (0,014)	-0,001 (0,018)	-0,011 (0,018)	0,016 (0,017)	-0,006 (0,013)	-0,003 (0,006)
oil^+_{t-3}	0,017 (0,019)	0,028 (0,020)	0,004 (0,013)	0,000 (0,014)	0,023 (0,018)	0,001 (0,018)	-0,008 (0,017)	0,020 (0,013)	-0,001 (0,006)
oil^+_{t-4}	0,001 (0,019)	0,018 (0,020)	0,005 (0,013)	0,007 (0,014)	0,020 (0,019)	0,009 (0,018)	-0,013 (0,017)	0,019 (0,013)	0,004 (0,006)
oil^+_{t-5}	-0,004 (0,019)	-0,036 (0,020)	-0,005 (0,013)	0,000 (0,014)	0,009 (0,019)	0,013 (0,018)	-0,019 (0,017)	0,006 (0,013)	0,000 (0,006)
oil^+_{t-6}	-0,005 (0,019)	-0,015 (0,020)	0,017 (0,013)	-0,003 (0,014)	-0,019 (0,019)	-0,010 (0,018)	-0,009 (0,017)	-0,003 (0,013)	-0,006 (0,006)
oil^+_{t-7}	0,016 (0,019)	-0,023 (0,020)	0,010 (0,013)	-0,028 (0,014)	0,011 (0,019)	-0,031 (0,018)	0,008 (0,017)	0,008 (0,013)	-0,009 (0,006)
oil^+_{t-8}	-0,020 (0,019)	0,033 (0,020)	-0,027 (0,013)	-0,006 (0,014)	0,000 (0,019)	0,014 (0,018)	0,001 (0,017)	-0,004 (0,013)	0,004 (0,006)
oil^+_{t-9}	-0,029 (0,019)	-0,003 (0,021)	-0,017 (0,013)	0,010 (0,014)	-0,014 (0,019)	0,004 (0,018)	0,023 (0,017)	-0,016 (0,013)	0,004 (0,006)
oil^+_{t-10}	0,012 (0,019)	-0,006 (0,020)	-0,018 (0,013)	0,000 (0,014)	-0,008 (0,018)	-0,002 (0,018)	-0,045 (0,017)	-0,021 (0,013)	-0,012 (0,006)
oil^+_{t-11}	-0,024 (0,019)	-0,054 (0,020)	-0,028 (0,013)	-0,043 (0,014)	-0,061 (0,018)	-0,063 (0,018)	-0,020 (0,017)	-0,029 (0,013)	-0,026 (0,006)
oil^+_{t-12}	-0,021 (0,018)	-0,031 (0,020)	-0,033 (0,013)	-0,011 (0,014)	-0,019 (0,018)	-0,051 (0,018)	-0,044 (0,017)	-0,004 (0,013)	-0,015 (0,006)

Pramen: vlastní výpočet

Tabulka 11 - Výsledky VAR ($oil_t^{\#}$ – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
$oil^{\#}_{t-1}$	0,025 (0,019)	0,004 (0,021)	-0,008 (0,013)	0,009 (0,014)	-0,030 (0,019)	0,014 (0,018)	0,003 (0,018)	-0,009 (0,013)	-0,004 (0,006)
$oil^{\#}_{t-2}$	0,020 (0,019)	0,019 (0,021)	-0,002 (0,013)	0,002 (0,014)	0,004 (0,019)	-0,005 (0,018)	0,015 (0,018)	-0,007 (0,013)	-0,001 (0,006)
$oil^{\#}_{t-3}$	0,011 (0,020)	0,019 (0,021)	0,004 (0,013)	-0,009 (0,015)	0,023 (0,019)	-0,007 (0,019)	-0,021 (0,018)	0,020 (0,013)	-0,002 (0,006)
$oil^{\#}_{t-4}$	-0,006 (0,020)	0,009 (0,021)	0,005 (0,013)	0,004 (0,015)	0,009 (0,019)	0,004 (0,019)	-0,014 (0,018)	0,018 (0,014)	0,003 (0,006)
$oil^{\#}_{t-5}$	0,001 (0,020)	-0,028 (0,021)	-0,004 (0,013)	-0,002 (0,015)	0,004 (0,019)	0,020 (0,019)	-0,020 (0,018)	0,005 (0,014)	0,001 (0,006)
$oil^{\#}_{t-6}$	-0,003 (0,020)	-0,013 (0,021)	0,013 (0,013)	0,000 (0,015)	-0,019 (0,019)	-0,008 (0,019)	-0,013 (0,018)	-0,002 (0,014)	-0,004 (0,006)
$oil^{\#}_{t-7}$	0,008 (0,020)	-0,034 (0,021)	0,008 (0,013)	-0,032 (0,015)	0,019 (0,019)	-0,033 (0,019)	0,003 (0,018)	0,012 (0,014)	-0,011 (0,006)
$oil^{\#}_{t-8}$	-0,026 (0,019)	0,030 (0,021)	-0,027 (0,013)	-0,012 (0,015)	-0,003 (0,019)	0,004 (0,019)	0,004 (0,018)	-0,005 (0,014)	0,002 (0,006)
$oil^{\#}_{t-9}$	-0,025 (0,020)	0,001 (0,021)	-0,009 (0,013)	0,010 (0,015)	-0,023 (0,019)	0,005 (0,019)	0,029 (0,018)	-0,018 (0,014)	0,006 (0,006)
$oil^{\#}_{t-10}$	0,013 (0,019)	-0,015 (0,021)	-0,021 (0,013)	0,000 (0,015)	-0,007 (0,019)	-0,003 (0,019)	-0,045 (0,018)	-0,025 (0,013)	-0,012 (0,006)
$oil^{\#}_{t-11}$	-0,039 (0,019)	-0,056 (0,021)	-0,030 (0,013)	-0,051 (0,014)	-0,063 (0,019)	-0,061 (0,018)	-0,018 (0,018)	-0,031 (0,013)	-0,028 (0,006)
$oil^{\#}_{t-12}$	-0,027 (0,019)	-0,036 (0,021)	-0,040 (0,013)	-0,018 (0,015)	-0,019 (0,019)	-0,055 (0,019)	-0,051 (0,018)	-0,006 (0,013)	-0,016 (0,006)

Pramen: vlastní výpočet

Tabulka 12 - Výsledky VAR (oil_t^- – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB	PZ
oil^-_{t-1}	0,009 (0,016)	-0,009 (0,017)	0,004 (0,012)	0,001 (0,012)	-0,002 (0,017)	0,026 (0,016)	0,018 (0,016)	0,006 (0,011)	0,003 (0,006)
oil^-_{t-2}	0,003 (0,026)	0,040 (0,028)	-0,002 (0,019)	0,000 (0,019)	-0,012 (0,028)	-0,046 (0,025)	-0,020 (0,026)	-0,014 (0,018)	0,004 (0,009)
oil^-_{t-3}	0,003 (0,026)	-0,043 (0,028)	-0,001 (0,019)	0,018 (0,020)	0,023 (0,029)	0,066 (0,026)	0,014 (0,026)	0,017 (0,018)	-0,007 (0,009)
oil^-_{t-4}	0,004 (0,026)	0,054 (0,028)	0,008 (0,019)	0,001 (0,020)	0,015 (0,029)	-0,008 (0,026)	-0,001 (0,026)	-0,001 (0,018)	0,004 (0,009)
oil^-_{t-5}	-0,013 (0,026)	-0,053 (0,028)	-0,005 (0,019)	-0,013 (0,020)	-0,041 (0,029)	-0,043 (0,026)	0,005 (0,026)	-0,009 (0,018)	-0,004 (0,009)
oil^-_{t-6}	-0,012 (0,026)	0,019 (0,028)	0,011 (0,019)	-0,005 (0,020)	0,042 (0,029)	-0,006 (0,026)	-0,010 (0,026)	0,009 (0,018)	0,005 (0,009)
oil^-_{t-7}	0,033 (0,026)	0,009 (0,028)	-0,014 (0,019)	0,014 (0,020)	-0,015 (0,029)	0,007 (0,026)	0,011 (0,026)	-0,008 (0,018)	-0,003 (0,009)
oil^-_{t-8}	-0,028 (0,026)	0,005 (0,028)	0,002 (0,019)	0,005 (0,020)	-0,017 (0,029)	0,011 (0,026)	-0,027 (0,026)	-0,009 (0,018)	0,002 (0,009)
oil^-_{t-9}	0,032 (0,026)	-0,018 (0,028)	-0,005 (0,019)	-0,020 (0,020)	0,037 (0,029)	0,027 (0,026)	0,029 (0,026)	0,018 (0,018)	0,004 (0,009)
oil^-_{t-10}	-0,029 (0,026)	0,020 (0,028)	0,019 (0,019)	0,000 (0,020)	-0,042 (0,029)	-0,015 (0,026)	-0,027 (0,026)	-0,004 (0,018)	-0,004 (0,009)
oil^-_{t-11}	0,016 (0,026)	0,014 (0,028)	-0,026 (0,019)	0,011 (0,020)	0,003 (0,029)	-0,038 (0,025)	-0,003 (0,026)	-0,007 (0,018)	-0,001 (0,009)
oil^-_{t-12}	-0,013 (0,016)	-0,027 (0,017)	0,010 (0,012)	-0,005 (0,013)	0,010 (0,018)	0,025 (0,016)	0,016 (0,016)	0,001 (0,011)	0,000 (0,006)

Pramen: vlastní výpočet

Příloha č. 2

Vektorová autoregresní analýza (VAR)

Tato relativně nová ekonometrická metoda zkoumá vzájemný vztah mezi dvěmi či více endogenními proměnnými. V rámci systému odhadovaných rovnic je každá endogenní proměnná vysvětlena svými vlastními zpožděnými hodnotami a zpožděnými hodnotami další proměnné či proměnných.

Matematicky lze VAR vyjádřit následujícím způsobem:

$$y_t = \alpha + \alpha y_{t-1} + \dots + \alpha y_{t-n} + \beta x_{t-1} + \dots + \beta x_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$x_t = \alpha + \alpha y_{t-1} + \dots + \alpha y_{t-n} + \beta x_{t-1} + \dots + \beta x_{t-n} + \varepsilon_t$$

Podíváme-li se na historický vývoj vztahu mezi cenou ropy a hospodářským růstem (vyjádřeným buď prostřednictvím HDP či IPI), je patrné vzájemné působení těchto dvou veličin. Na jedné straně vede nárůst ceny ropy za určitých okolností k poklesu ekonomické aktivity zemí závislých na jejím dovozu. Na straně druhé vyústí pokles ekonomické aktivity (způsobený ropným šokem či jinou událostí) s určitým časovým zpožděním v nižší poptávku po ropě a jejích derivátech a následně i v pokles cen ropy.

Právě z těchto důvodů se domnívám, že využití VAR v takovéto analýze má své opodstatnění. Tento názor podporují i práce jiných ekonomů, kteří tuto metodu rovněž používají k vysvětlení vzájemného vztahu mezi cenou ropy a hospodářským růstem, popřípadě i jiných ekonomických veličin. VAR ve svých pracích použili například Burbidge a Harrison (1984), Hamilton (2001) a Mork (1989).

Grangerův test kauzality

Tabulka 1 – pokračování

Nulová hypotéza	Počet pozorování	F-statistika
HDP \rightarrow oil_t	210	0,46783
HDP \rightarrow oil_t^+	210	0,56686
HDP \rightarrow $oil_t^\#$	210	1,16404
HDP \rightarrow $oil3_t^-$	210	0,26529

Pramen: vlastní výpočet

Kritické hodnoty F-statistiky jsou pro 0,05 – 2,42 a pro 0,01 – 3,41.

Tabulka 3 – pokračování

	Počet pozorování	$IPI - oil_t$	$IPI - oil^+_t$	$IPI - oil^#_t$	$IPI - oil^-_t$
Rakousko	482	1,160	1,403	0,362	0,674
Belgie	482	0,539	0,914	1,223	0,307
Francie	482	0,666	1,154	1,353	1,012
Německo	482	0,359	0,634	0,753	0,506
Itálie	482	1,46	1,212	3,761	0,334
Nizozemí	482	1,039	0,303	0,377	1,517
Španělsko	482	0,413	0,641	0,717	0,274
VB	482	0,741	1,179	1,302	0,682
PZ	482	0,456	0,514	0,649	1,329

Pramen: vlastní výpočet

Kritické hodnoty F-statistiky jsou pro 0,05 – 1,75 a pro 0,01 – 2,18.

Směnné kurzy a jejich význam v analýze

Z ekonomické teorie vyplývá, že směnný kurz je sám o sobě dosti význačnou veličinou, která může ovlivňovat tempo hospodářského růstu jednotlivých zemí. Z toho důvodu se může přepočtení ceny ropy z amerických dolarů do domácích peněžních jednotek jednotlivých evropských zemí jevit jako zkreslující pro celkovou analýzu. Pokud chceme měřit vliv cen ropy na ekonomickou aktivitu jednotlivých zemí (jejichž primární měnou není americký dolar), je vhodné používat cenu ropy vyjádřenou v domácí měně.

Jak již bylo v textu uvedeno⁷, měly směnné kurzy vliv na intenzitu ropného šoku ve vybraných evropských zemích. V případě prvního ropného šoku v roce 1973 evropské měny vůči dolaru oslabovaly, čímž se dovoz ropy do Evropy dále zdražoval, zatímco v roce 1990 evropské měny posílily a alespoň částečně tlumily nárůst ceny ropy.

V následující tabulce jsou zobrazeny hodnoty statisticky významných koeficientů, které jsem získal dosážením ceny ropy vyjádřené v dolarech do VAR jednotlivých zemí EU. V tomto případě se jedná o proměnou ceny ropy $oil_t^{\#}$.

Tabulka 13 - Výsledky VAR ($oil_t^{\#}$ (USD) – IPI)

	Rakousko	Belgie	Francie	Německo	Itálie	Nizozemí	Španělsko	VB
$oil_t^{\#(USD)}$	-0,036	-0,054	-0,039	-0,047	-0,068	-0,066	-0,051	-0,026
	(0,019)	(0,021)	(0,013)	(0,014)	(0,019)	(0,020)	(0,018)	(0,013)

Pramen: vlastní výpočet

Z tabulky je patrné, že vliv dolarové ceny ropy na ekonomickou aktivitu analyzovaných evropských zemí je téměř identický jako v případě domácích cen ropy. Pouze v případě

⁷ Kapitola 3.3.

Rakouska není možné na 5% hladině významnosti prokázat vliv dolarových cen ropy na vývoj IPI. V případě Německa a Velké Británie je vliv dolarové ceny ropy nepatrně nižší, zatímco v Itálii a v Holandsku je dopad o něco výraznější. Pokud však statisticky ověříme rovnost koeficientů uvedených v tabulce 7 a 13 zjistíme, že jsou tyto koeficienty téměř identické.⁸

⁸ Vhodným nástrojem k tomuto ověření je tzv. Waldův test.

Literatura

- Barsky, Robert B., and Lutz Kilián:** Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative, forthcoming, NBER Macroeconomics Annual, 2001
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler and Mark Watson:** Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, Brookings Papers on Economic Activity, 1997, s. 91-157.
- Bohi, Douglas R.:** Energy Price Shocks and Macroeconomic Performance, Resources for the Future, Washington, D.C., 1989
- Burbidge, John and Alan Harrison:** Testing for the Effects of Oil-Price Rises using Vector Autoregressions, International Economic Review, 1984, č. 2, s. 459-484
- Bureau of Economic Analysis:** (<http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>)
- Bureau of Labour Statistic:** (<http://stats.bls.gov/ppi/home.htm#data>)
- Cuñado, Juncal and Pérez de Gracia, Fernando:** Do oil price shocks matter? University of Navarra, 2000, Working Paper
- Český statistický úřad:** (<http://www.czso.cz>)
- Davis, Steven J., and Haltiwanger John:** Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes, Journal of Monetary Economics, 2001, č. 48, s. 465-512.
- Enders, Walter:** Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Ltd. New York, 1995.
- Energy Information Administration:** (<http://www.eia.doe.gov/>)
- Hamilton, James D.:** Oil and the Macroeconomy Since World War II, Journal of Political Economy, 1983, č. 91, s. 228-248.
- Hamilton, James D.:** Historical Causes of Postwar Oil Shocks and Recessions, Energy Journal, 1985, č. 6, s. 97-116.
- Hamilton, James D.:** What is an Oil Shock?, USCD, 2001, Working Paper
- Hevler, Otakar:** Mají ceny ropy vliv na hospodářský růst?, Politická ekonomie 2003, č. 1, s. 92-115
- Hooker, Mark:** What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? Journal of Monetary Economics, 1996, č. 38, s. 195-213.
- Mork, Knut A.:** Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results Journal of Political Economy, 1989, č. 91, pp. 740-744.
- Pierce, James L., and Jared J. Enzler:** The Effects of External Inflationary Shocks, Brookings Papers on Economic Activity, I:1974, s. 13-61.
- Pindyck, Robert S.:** Energy Price Increases and Macroeconomic Policy, Energy Journal, 1, 1980, č. 3, s. 1-20
- Sakellaris, Plutarchos:** Irreversible Capital and the Stock Market Response to Shocks in Profitability, International Economic Review, 1997, č. 38, s. 351-379.

