

MODELOVÁNÍ PROVÁZANOSTI TRHŮ POTRAVIN, BIOPALIV A FOSILNÍCH PALIV

Štěpán Chrz, Univerzita Karlova v Praze; **Karel Janda**, Vysoká škola ekonomická v Praze a Univerzita Karlova v Praze; **Ladislav Křišťoufek**, Univerzita Karlova v Praze a ÚTIA ČSAV

1. Úvod

Energetická a potravinová bezpečnost jsou spolu s globálními klimatickými změnami a úlohou obnovitelných zdrojů jedním z celosvětově i evropsky nejvýznamnějších ekonomických, technologických a společenských problémů. Jedná se o téma plné protikladů a kontroverzí. V komplexu energetických obnovitelných zdrojů je v současné době zvláště kontroverzní problematika biopaliv a jejich role v udržitelném ekonomickém rozvoji. Naše práce proto stručně seznamuje českého čtenáře se základní problematikou biopaliv a návazně prezentuje originální ekonometrickou analýzu jedné z klíčových kontroverzí spojených s biopalivy – cenového přenosu mezi potravinovými komoditami, biopalivy a fosilními palivy.

Ropná krize vedla v 70. letech k renesanci tekutých biopaliv jako možné náhrady fosilních paliv. Některé státy, především USA, Brazílie a později země Evropské unie (EU), zavedly systém podpory produkce biopaliv, který v dalších dvaceti letech vedl ke stálému růstu jejich výroby a spotřeby. Značný zájem o témata energetické bezpečnosti a klimatické změny vedl na přelomu tisíciletí k výraznému rozšíření státní podpory, která společně se zvyšujícími se cenami ropy stojí za dramatickým nárůstem vyprodukovaných objemů biopaliv v posledních deseti letech.

Řada studií, počínaje Mitchell (2008), však upozorňuje na možnou souvislost mezi zaváděním zmíněných regulací a nárůstem cen zemědělských komodit, který vyvrcholil potravinovou krizí v roce 2008 a následně přetrvává i do let 2011 a 2012. Protože vysoké ceny potravin dopadají na významnou část světové populace, je při zavádění regulací nutné tento aspekt brát v potaz. K tomu je zapotřebí hlubší porozumění vztahů mezi komoditami energetických a potravinových trhů.

* Ke vzniku tohoto článku významně přispěl Zdeněk Hrubý z Institutu ekonomických studií FSV UK v Praze, který tragicky zahynul 8. srpna 2013 při sestupu z Gašerbrum I. Práce na tomto článku byla podpořena grantem P402/11/0948 GAČR a grantem institucionální podpory VŠE IP100040. Výzkum vedoucí k výsledkům tohoto článku získal podporu z People Programme (Marie Curie Actions) v sedmém rámcovém programu Evropské unie FP7/2007-2013/ v rámci REA grantové smlouvy číslo 609642. Karel Janda potvrzuje výzkumnou podporu získanou jako Affiliate Fellow na CERGE-NHÚ a během jeho dlouhodobých výzkumných pobytů na University of California, Berkeley, Australian National University a Toulouse School of Economics.

Tato práce si klade za cíl zodpovědět následující otázku: Projevuje se zvyšující se produkce biopaliv na provázanosti trhů potravin, biopaliv a fosilních paliv? Takto položená výzkumná otázka sice není nikterak originální (viz například Bastianin et al., 2013, 2014), ale námi zvolený přístup přesto podstatně obohacuje dosavadní úroveň poznání této oblasti. Společným rysem literatury zabývající se zmíněnou problematikou je totiž práce s poměrně omezeným množstvím komodit, jejichž vzájemné závislosti jsou posuzovány. Už to by mohl být důvod pro použití širšího portfolia, které by umožnilo vytvořit úplnější obraz struktury vztahů mezi potravinami a palivy. Dalším důvodem pro použití širšího portfolia je nebezpečí zkreslení výsledků plynoucí z toho, že autoři mají tendenci zabývat se kombinacemi komodit, které jsou potenciálně zajímavé – třeba tím, že u nich jakýsi vztah (či jeho absenci) lze a priori předpokládat. Ani agregát takových výsledků pak nemusí být reprezentativní a nemusí přesně vypovídat o obecnějších vztazích na trhu energií a potravin.

V naší práci proto předcházíme možnému ovlivnění výsledků výběrem komodit tím, že zkoumané portfolio je kvalitativně značně široké a různorodé, zachycující komplexní systém biopaliv a souvisejících komodit. O vzájemných vztazích těchto komodit navíc nejsou činěny žádné apriorní předpoklady – s jednotlivými řadami je zacházeno striktně symetricky. Vztahy mezi komoditami jsou určovány po dvojicích „každá s každou“ a tyto do jednotlivých systémů vstupují vždy na stejné úrovni (jako endogenní proměnné).

K posouzení přítomnosti dlouhodobých rovnovážných vztahů mezi komoditami je využit model Johansenovy kointegrace. Krátkodobá provázanost je vyšetřována za pomoci Grangerovy kauzality aplikované v modelu korekce chyby (MKCH) a vektorové autoregresi (VAR).

V následujících částech nejprve stručně představíme základní ekonomickou problematiku biopaliv. Následně navážeme přehledem relevantní současné literatury se zaměřením na práce zabývající se cenovým přenosem mezi biopalivy, zemědělskými komoditami a fosilními palivy. Následovat bude empirická část práce zaměřená na zodpovězení výše zmíněné výzkumné otázky.

2. Ekonomie biopaliv

Biopalivo je v širším slova smyslu téměř jakýkoli typ paliva, jehož energie pochází z biologicky zachyceného uhlíku. Mezi biopaliva se tak řadí různé druhy tuhé biomasy, tekutých paliv a bioplynů. Naše práce se věnuje pouze tekutým biopalivům, konkrétně etanolu a esterům (tzv. bionaftě), které slouží jako substituty fosilních paliv v přepravě.

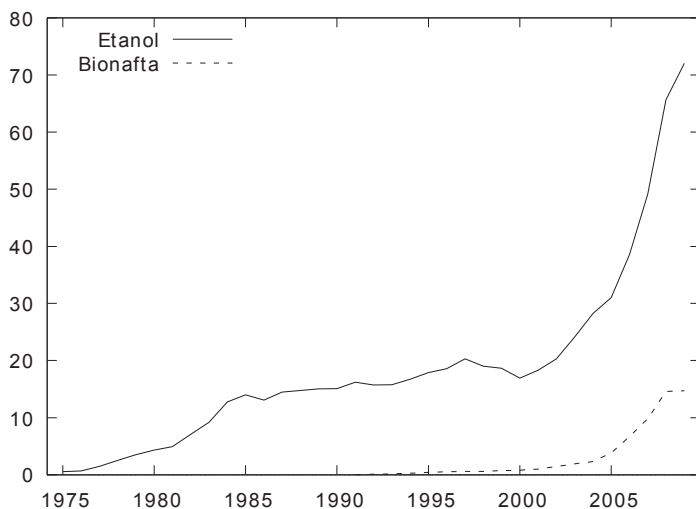
Světově nejrozšířenějším a ekonomicky nejvýznamnějším biopalivem je etanol. Jak ukazuje graf 1, objem výroby etanolu vzrostl mezi lety 2000 a 2009 z necelých 17 na 72 miliard litrů. Tabulka 1 pak ukazuje, že největším světovým producentem etanolu jsou USA následované Brazílií a se značným odstupem také Evropskou unií. V USA byl v roce 2010 podíl etanolu na spotřebě měřený v galonech ekvivalentu benzínu 6,5 %. V Brazílii je tento podíl nepoměrně vyšší – v roce 2009 dosahoval až 50 %.

Naprostá většina etanolu se dnes vyrábí z kukuřice a cukrové třtiny. Kukuřice se užívá v regionech s mírným klimatem, jako jsou například Spojené státy. Zde

bylo v roce 2006 zhruba 20 % její produkce určeno k výrobě paliv. V Brazílii, kde je dominantním zdrojem cukrová třtina, se k výrobě etanolu spotřebuje dokonce více než 50 % z jejího celkového objemu. Dalšími užívanými plodinami jsou pšenice, cukrová řepa a maniok (cassava). V současnosti se bioetanol jako palivo pro automobily používá nejčastěji v nízkopodílových směsích. V EU jde zpravidla o 10 % etanolu a 90 % benzínu, v některých zemích je tento podíl jen pětiprocentní.

Graf 1

Světová produkce palivového etanolu a bionafty v miliardách litrů (údaje pro rok 2009 jsou odhad)



Zdroj: Sorda et al. (2010)

Tabulka 1.

Produkce biopaliv v milionech litrů podle zemí/regionů

(a) Etanol		
Oblast	2007	2008
USA	24360	33737
Brazílie	18815	24261
EU 27	2138	2748
Čína	1822	1882
Kanada	830	892
Thajsko	297	337
Kolumbie	281	296
Indie	198	247
Austrálie	99	97
Ostatní	311	480
Svět	49112	64981

(b) Bionafta		
Oblast	2007	2008
EU 27	7377	9164
USA	2733	3078
Argentina	522	1550
Brazílie	457	1238
Austrálie	524	1051
Malajsie	240	609
Indonésie	327	405
Indie	114	227
Kanada	99	114
Ostatní	895	1036
Svět	13060	18472

Zdroj: Renewable Fuel Association (2010).

Z pohledu České republiky a Evropské unie ovšem tím nejvýznamnějším biopalivem není etanol, ale bionafta. Jak ukazuje graf 1, objem vyprodukované bionafty vzrostl mezi lety 2000 a 2009 z 0,8 na 14,7 miliard litrů, což představuje asi 20 % objemu etanolu. Tabulka 1 ukazuje, že vedoucím producentem bionafty je zcela jasně Evropská unie (7,3 miliard litrů) následovaná se značným odstupem Spojenými státy americkými (2,7 miliard litrů).

Bionaftu je možné vyrábět z řady rostlinných a dokonce i živočišných olejů. Nejužívanějšími plodinami jsou v současnosti řepka olejná, která je zdrojem pro většinu produkce v EU, a olej ze sojových bobů, ze kterého se vyrábí až 90 % amerického objemu.

Bionafta je stejně jako etanol míchána s konvenčním palivem, zpravidla jako pětiprocentní příměs. V některých zemích, například v Německu, je prodávána i v třicetiprocentní směsi nebo ve své čisté podobě, kterou je možné spalovat v motorech upravených pro tento účel (OECD, 2008).

Výroba biopaliv není v současnosti s výjimkou Brazílie ekonomicky návratná a závisí tak na státní podpoře, což samozřejmě vede k rozsáhlým diskusím o ekonomické a společenské smysluplnosti využívání biopaliv. Důvodů pro podporu užívání biopaliv je mnoho a liší se jak napříč zeměmi, tak politickým spektrem. Rajagopal a Zilberman (2007) a OECD (2008) identifikují několik takových, které jsou proklamovány většinou států.

Především se jedná o zabezpečení zásobování energiemi, zejména o náhradu ropy, jejíž dodávky mohou kvůli těžbě v politicky nestabilních regionech trpět značnými výkyvy a u níž zároveň panuje obava ze ztenčujících se zásob a následného růstu cen. Tímto problémem volatility cen ropy se v kontextu obecně volatility cen komodit zabývá například Bastianin et al. (2011, 2012) na všeobecné úrovni a Hochman et al. (2011) ve specifickém kontextu vlivu cen biopaliv na ceny zemědělských komodit.

Neméně významným cílem je snížení dopadů lidských činností na životní prostředí, zvláště pak redukce emisí skleníkových plynů. Velice vlivná práce Searchinger et al. (2008), která odmítá pozitivní úlohu biopaliv při snižování emisí skleníkových plynů, vedla k výraznému rozvoji ekonomických studií zabývajících se především nepřímými vlivy biopaliv na emise skleníkových plynů (například Khanna et al., 2011). Zatímco tyto studie většinou příliš nepodporují environmentálně kladnou úlohu biopaliv, práce jako Rajagopal et al. (2011), které se zaměřují na komplexní posouzení nepřímých vlivů biopaliv i fosilních paliv na emise skleníkových plynů, naopak ukazují, že původní kritika Searchinger et al. (2008) byla příliš jednostranně zaměřená, a že posouzení environmentálních vlivů biopaliv je velice komplexní problém. Otázka, zda užití biopaliv v dopravě k potlačení emisí skutečně přispívá, tak stále zůstává otevřena pro další výzkum.

Posledním obecně proklamovaným cílem, který zde zmíníme, je podpora zemědělství či obecněji rozvoj venkova. Cílem je mnohdy nejen zajistit odbyt pro zemědělské produkty (významné zejména v EU jako forma náhrady za omezení programu Společné zemědělské politiky), ale také pomoci vybudovat na venkově výrobní infrastrukturu

a vytvořit nová pracovní místa. Jak ovšem podotýká Ryvolová a Zemplinerová (2010), kapitál potřebný k uskutečnění těchto záměrů musí být odebrán ze svého původního (efektivního) určení a kupříkladu celková zaměstnanost se tak pravděpodobně sníží.

3. Přehled literatury

Empirické práce zabývající se problematikou biopaliv lze rozdělit na studie založené na strukturálních a na redukováných modelech. Vzhledem k tomu, že v tomto článku používáme redukováný ekonometrický model, zaměříme se v následujícím přehledu literatury pouze na tuto třídu modelů. Stejně jako v případě naší práce se zpravidla jedná o modely cenových závislostí potravin, biopaliv a fosilních paliv. V této části jsou nejprve zmíněny tři články, které nacházejí jen velmi omezenou provázanost zmíněných komodit, dále jsou pak uvedeny práce docházející k opačnému závěru.

Kaltalioglu a Soytaş (2011) studují přelévání volatility mezi výnosy ropy a primárních zemědělských produktů. Docházejí k závěru, že zde k přelévání nedochází a nedoporučují proto, aby politici činitelé využívali předpovědi vývoje trhu potravin založených na cenách ropy pro změny potravinové a energetické politiky. Ačkoli autoři nacházejí krátkodobé závislosti mezi studovanými komoditami, nepodporují tvrzení, že zvýšení cen ropy vede k nárůstu cen potravin. K podobným závěrům docházejí Gilbert a Morgan (2010), jejichž časové řady sahají do roku 1970 a jsou tak výrazně delší než u většiny souvisejících prací. Ukazují, že současná zvýšená volatilita není z delšího historického hlediska nijak výjimečná. A konečně Zhang et al. (2010) zkoumá ceny etanolu, benzínu, ropy a zemědělských komodit (rýže, kukuřice, cukru, pšenice a sojových bobů). Ve sledovaném období (1989 až 2008) nenachází žádné kointegrované dvojice a jen omezenou krátkodobou kauzalitu.

Mnoho autorů však dochází k opačnému závěru, tedy že ceny paliv a ceny potravin jsou více či méně propojené a že především volatilitu na trzích potravin lze přisoudit jejich zvyšující se závislosti na cenách paliv.

Serra et al. (2011) studují dlouhodobé rovnováhy a přelévání volatility na brazilském trhu etanolu postupem, který metodou maximální věrohodnosti odhaduje zároveň model korekce chyby (MKCH) a MGARCH proces. Autoři docházejí k závěru, že existuje dlouhodobý kauzální řetězec od ropy přes etanol k cukru. Pokud jde o volatilitu, výsledky ukazují na přímé přelévání směrem od ropy k etanolu a nepřímé od etanolu k cukru. Podobně pak Wu et al. (2011) nachází statisticky významné přelévání volatility od ropy ke kukuřici. Uvádí, že tento jev nabyl na síle po zavedení Energy Policy Act v roce 2005 a obecně narůstá v obdobích se zvyšujícím se podílem etanolu na spotřebě pohonných hmot.

Natanelov et al. (2011) zkoumá na měsíčních datech z let 1989–2010 vztahy mezi trhy ropy, zemědělských komodit a zlata z hlediska dlouhodobé rovnováhy. Výsledky naznačují silné propojení ropného trhu s trhy kaka, pšenice a zlata – tyto páry vykazují kointegraci v celém studovaném období, tedy v posledních 20 letech. U sojových bobů, sojového oleje a kukuřice se rovnovážné vztahy postupně objevují

až s příchodem biopalivové politiky ve Spojených státech a Evropské unii.¹ Zajímavý výsledek získaný z prahového MKCH naznačuje, že ceny kukuřice reagovaly nikoli jen na zavedení Energy Policy Act v roce 2005, ale už na jeho oznámení v polovině roku 2004.

Za pomoci podobných nástrojů pak ve studiích Pokrivčák a Rajčániová (2011) a Rajčániová a Pokrivčák (2011) autoři zkoumají provázanost na trhu paliv (etanol, benzín a ropa) a v později jmenované práci také zemědělských komodit (kukuřice, pšenice a cukr) mezi lety 2000 a 2010. V rámci paliv nacházejí dlouhodobou provázanost cen ropy a benzínu a výrazné působení cen ropy v krátkém období. Pozdější práce pak popisuje, jak se mění závislost cen paliv a zemědělských komodit mezi obdobími 2000–2008 a 2008–2010. Zatímco v prvním se neobjevují žádné rovnovážné vztahy, v druhém nalézají autoři kointegraci téměř u všech testovaných dvojic, což přisuzují vzrůstající produkci biopaliv. To může být v rozporu s našimi výsledky, jak je diskutováno v sekci 6.3.

Výzkum krátkodobé kauzality mezi ropou a zemědělskými komoditami rozšiřuje Nazlioglu (2011), který aplikuje koncept nelineární Grangerovy kauzality na týdenní data z let 1994–2010. Po dvojicích zkoumá přenos cen od ropy na kukuřici, sojové boby a pšenici na týdenních datech z let 1994 až 2010. Zatímco při užití lineární kauzality nejsou nalezeny žádné párové vztahy, při aplikaci nelineární kauzality se objevuje provázanost ropy s ostatními komoditami. To je v souladu s našimi výsledky, kde se v krátkém období projevuje pouze slabý vliv ceny ropy na cenu pšenice.

Všechny předchozí práce uvedené v tomto přehledu literatury používají obdobný přístup založený na ekonometrii časových řad jako tato naše práce. Nicméně problém provázanosti cen biopaliv a dalších komodit může být nahlížen i za použití odlišného statistického instrumentária. Tento článek je součástí širokého projektu zabývajícího se ekonomikou biopaliv, do jehož rámce patří i práce Křišťoufek et al. (2012) a Vácha et al. (2013) přinášející metodologicky zcela nové úhly pohledu na vztah biopaliv a souvisejících komodit. Křišťoufek et al. (2012) používají metodu hierarchických stromů založenou na postupech uplatňovaných v ekonofyzice, s jejíž pomocí zkoumají strukturu provázanosti systému komodit na datech z let 2003 až 2011. V krátkém období nacházejí pouze slabé propojení biopaliv s ostatními komoditami, avšak ve středně dlouhém období odhalují strukturu vztahů, která se rozděluje do dvou větví – palivové a potravinové. Zatímco bionafta tíhne k palivové větvi, etanol spadá spíše do potravinové. Výsledky dále ukazují, že po zvýšení cen potravin v průběhu potravinové krize se provázanost mezi komoditami zvyšuje jak v krátkém, tak středně dlouhém období. Vácha et al. (2012) na tuto analýzu dále navazují s použitím metody vlnkové koherence, která byla již předtím úspěšně využita při zkoumání vztahů mezi cenami energetických komodit v práci Vácha a Baruník (2012).

Dalším možným rozšířením klasického přístupu ekonometrie časových řad, který je použit v tomto článku, jsou jiné alternativní statistické a ekonomické přístupy.

1 To není zcela v souladu s našimi nálezy, důvodem však může být odlišnost použitých dat. Detailněji v sekci 6.3.

Zajímavým rozšířením tohoto článku může být propojení s finanční analýzou portfolia. Tak, jak například Bastianin (2009) využívá kopula funkce k předpovídání Value-at-Risk (VaR) portfolia obsahujícího ropu a zemní plyn, mohou být i biopaliva zahrnuta do VaR analýzy. Tento výzkumný směr finanční analýzy biopaliv může využít existující bohatou finanční analýzu rozpracovanou mnoha českými autory. Teplý a Buzková (2012) poskytují příklad využití výše zmíněných kopula funkcí ve finanční analýze, zatímco Málek et al. (2008, 2011, 2012) a Witzany (2011, 2012) podávají obecný přehled kvantitativních metod finanční analýzy použitelných pro tento směr rozšíření výzkumu cenových a dalších finančních efektů biopaliv.

Podrobnější přehled prací využívajících redukované cenové modely biopaliv, jejich metod a výsledků lze nalézt v Janda et al. (2012), Zilberman et al. (2013) a v Serra a Zilberman (2013). Přístupy na pomezí redukováných a strukturálních modelů prezentují Ciaian a Kancs (2011a), Ciaian a Kancs (2011b) a Rajčániová et al. (2011, 2013), zatímco strukturálními modely částečné rovnováhy se zabývá de Gorter et al. (2013a, 2013b).

4. Data

V této práci jsou analyzována týdenní data ropy Brent, etanolu, kukuřice, pšenice, cukrové třtiny, cukrové řepy, sojových bobů, bionafty, německé a americké nafty a německého a amerického benzínu v rozmezí 24. 11. 2003 až 28. 2. 2011. Údaje o cenách ropy, biopaliv a zemědělských komodit pocházejí z databáze Bloomberg. Označení a typy kontraktů pro jednotlivé komodity jsou uvedeny v tabulce 2.

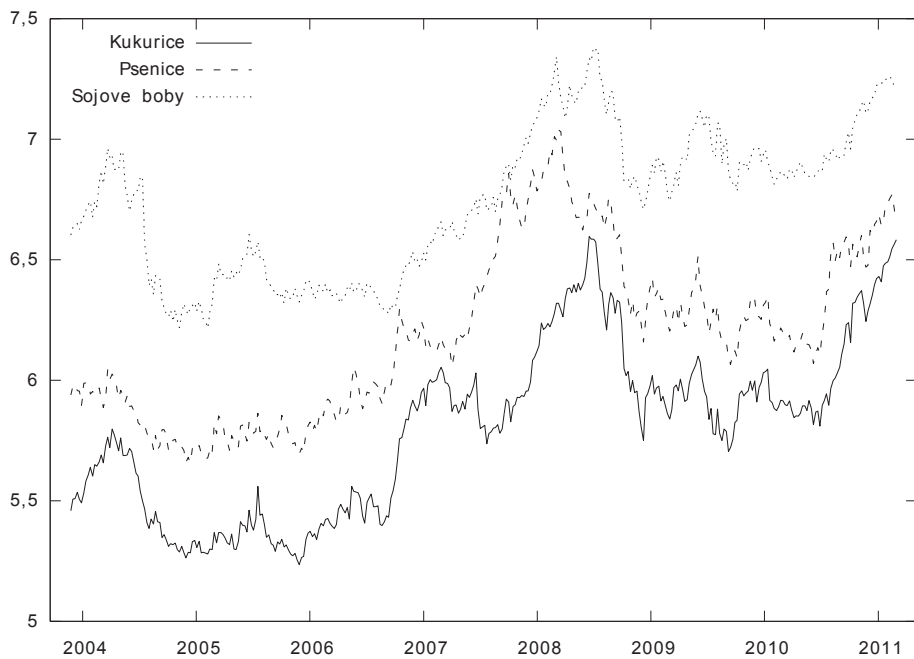
Tabulka 2

Typy kontraktů a označení agentury Bloomberg

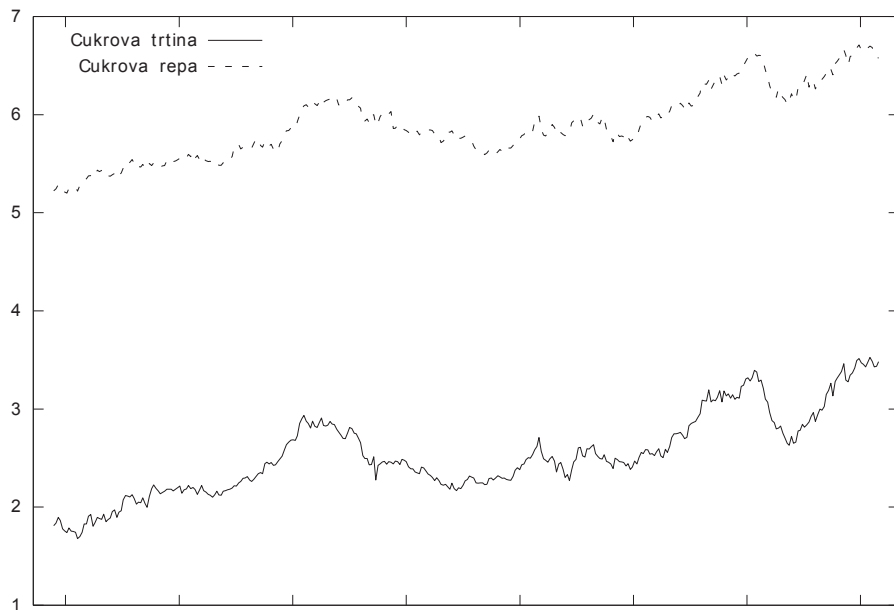
Komodita	Označení	Typ kontraktu
Ropa	CO 1 Comdty	Měsíční futures, ICE
Bioetanol	ETHNNYPR Index	Spot, FOB
Kukuřice	C 1 Comdty	Měsíční futures, CBOT
Pšenice	W 1 Comdty	Měsíční futures, CBOT
Cukrová třtina	SB 1 Comdty	Měsíční futures, ICE
Bionafta	KIBFARA2 Index	Spot, FOB
Sojové boby	S 1 Comdty	Měsíční futures, CBOT
Cukrová řepa	QW 1 Comdty	Měsíční futures, LIFFE

Údaje o cenách amerických a německých paliv pocházejí z US Energy Information Administration a jedná se o průměrné hodnoty pro dané země. Rozdělení paliv podle regionů je v kontextu zkoumání vlivu regulace velmi užitečné, neboť je možné, že se podaří odlišit, zda má nalezený jev původ spíše v amerických nebo v evropských opatřeních.

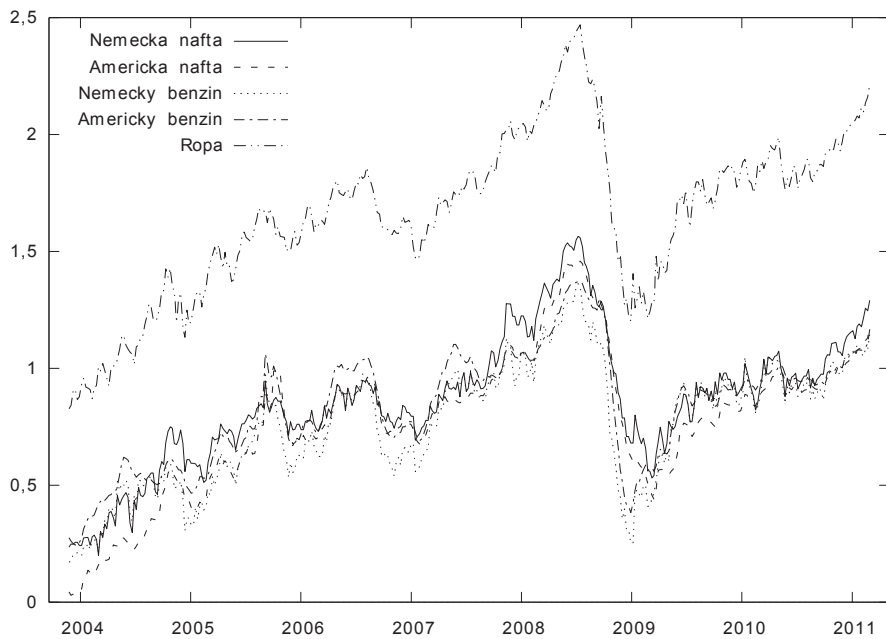
Graf 2
Logaritmy cen kukuřice, pšenice a sojových bobů



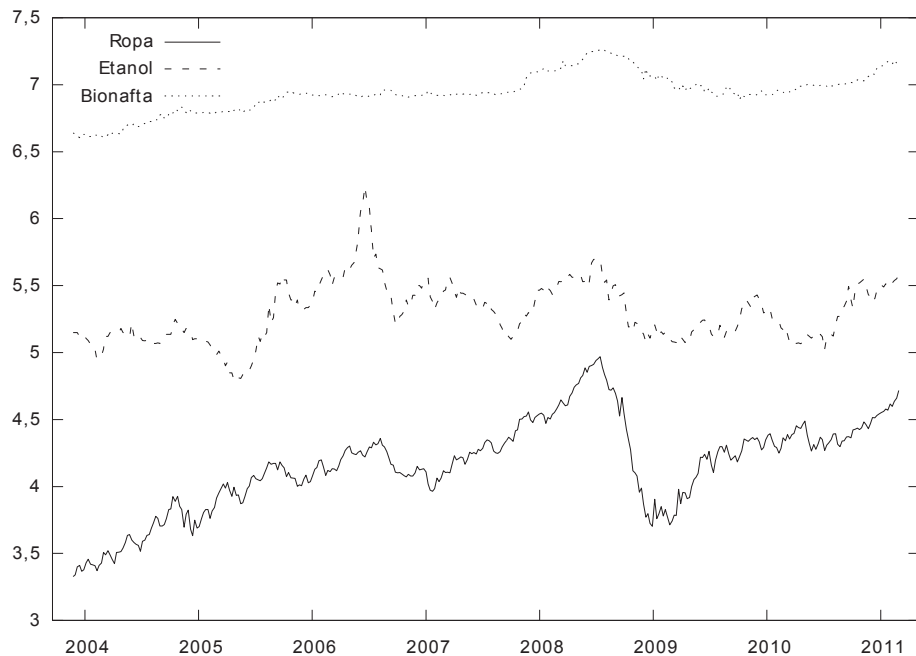
Graf 3
Logaritmy cen cukrové třtiny a cukrové řepy



Graf 4
Logaritmy cen ropy, nafty a benzínu



Graf 5
Logaritmy cen ropy, etanolu a bionafty



Průběhy logaritmů týdenních (pondělních) cen, které jsou uvedeny v grafech 2 až 5, jsou rozděleny do skupin, které již od pohledu vykazují určitou provázanost. Závislost cen cukrové řepy a třtiny je evidentní, zajímavá je u této dvojice i velmi omezená reakce na potravinovou krizi v roce 2008. Ceny kukuřice, pšenice a sojových bobů vykazují závislost slabší, avšak stále patrnou. Výrazný je zde nárůst v průběhu potravinové krize mezi lety 2008 a 2009, ze kterého se ceny, i přes následný pokles, na svou původní předkrizovou úroveň již nevrátily.

Americké a německé pohonné hmoty se po celou dobu prakticky překrývají a je zřejmá i jejich provázanost s ropou.² V průběhu potravinové krize jejich průběh velmi přesně odpovídá průběhu zmíněnému u trojice kukuřice, pšenice, sojové boby. Naproti tomu biopaliva se pohybují značně nezávisle jak jedno na druhém, tak i na ropě, a jejich reakce na krizi je jen velmi omezená.

Všechny časové řady jsou nadále používány ve své logaritmické transformaci. Koeficienty tak mohou být interpretovány ve smyslu elasticit, tedy jako x -procentní přírůstky v reakci na jednoprocenní změnu.

5. Metodologie

Tato část popisuje ekonometrické metody, které byly využity pro analýzu dat v této práci. Nejprve je stručně uveden Johansenův model kointegrace a na něj navazující model korekce chyby (MKCH). Následuje popis vektorové autoregrese (VAR), která je užita u dvojic, kde předchozí modely nelze kvůli nepřítomnosti jednotkového kořenu uplatnit. Tento metodologický výklad je kromě dále citovaných autorů založen na pracích Brooks (2008), Enders (2010), Natanelov et al. (2011), Kočenda a Černý (2007) a Hušek (2007).

5.1 Johansenova kointegrace

Kointegrace je statistický postup vhodný k zodpovězení otázky, zda mezi nestacionárními časovými řadami cen existuje významný dlouhodobý rovnovážný vztah. Jednotlivé řady jsou testovány na přítomnost jednotkového kořene ve svých hladinách a prvních diferencích. K vyšetření přítomnosti stacionarity používáme rozšířený test stacionarity (ADF), přičemž délka zpoždění proměnných VAR modelu je zvolena na základě minimalizovaného Akaikeho kritéria. Jsou-li veličiny ve svých prvních diferencích stacionární a integrované stupně nula a zároveň nestacionární ve svých hladinách, pak jsou jejich integrované řady, tedy původní hladiny, integrované stupně jedna, obsahují tedy jednotkový kořen a mohou být použity pro testování kointegrace.

Zde použitá Johansenova kointegrace (Johansen, 1988) je ve své podstatě zobecněním ADF testu pro více proměnných. Je založena na neomezeném vektorovém autoregresním modelu

² Pro zvýšení přehlednosti Grafu 4 je zde hodnota logaritmů cen ropy snížena o 2,5.

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \Phi \mathbf{d}_t + \mathbf{v}_t, \quad (1)$$

kde \mathbf{y}_t je vektor zahrnující všech N proměnných modelu, které jsou $\sim I(1)$. Π , Γ_i a Φ jsou odhadované matice parametrů, \mathbf{d}_t je vektor deterministických prvků (konstanta, trend, případně umělá 0-1 proměnná), \mathbf{v}_t je vektor náhodných normálně rozdělených chyb a konečně k je zpoždění zvolené na základě minimalizovaného Akaikeho informačního kritéria pro více proměnných.

Johansenův test kointegrace stanovuje hodnotu (r) matice dlouhodobých parametrů Π , která odpovídá počtu kointegračních vektorů. Hodnota je určena na základě dvou testů - testu stopy a testu maximálního vlastního čísla. Pokud oba testy zamítnou hypotézu žádného kointegračního vektoru ($r = 0$) a zároveň nezamítnou hypotézu $r = 1$, je dvojice veličin kointegrovaná.

Protože u všech námi testovaných proměnných je trend významný, povolujeme v souladu s Ahking (2002) v našem modelu neomezenou konstantu (takzvaný Johansenův případ 3), která kromě konstanty samotné obsáhne i drift.

Hjalmarsson a Österholm (2009) ukázali na základě Monte-Carlo simulací, že jsou-li časové řady téměř integrovány řádu 1 (near-integrated variables), výrazně se zvyšuje pravděpodobnost, že Johansenův model odhalí kointegraci u zcela nezávislých veličin. Proto jsou v této práci z testování kointegrace vyřazeny řady, u kterých je jednotkový kořen zamítnut i jen na 10% hladině významnosti.

5.2 Model korekce chyby

Jsou-li dvojice veličin kointegrované, lze Grangerovu kauzalitu³ zkoumat v rámci modelu korekce chyby (error correction model), (Havrlant a Hušek, 2011). Tento model umožňuje kromě vyšetření přítomnosti Grangerovy (krátkodobé) kauzality také detailněji zkoumat nalezené dlouhodobé vztahy.

Následující vztah reprezentuje párový kauzální vztah dvou veličin:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,t} \\ \Delta \mathbf{y}_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (\Delta \mathbf{y}_{1,t-1} - \beta \Delta \mathbf{y}_{2,t-1}) + A_1 \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,t-1} \\ \Delta \mathbf{y}_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \dots + A_k \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,t-k} \\ \Delta \mathbf{y}_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{v}_{1,t} \\ \mathbf{v}_{2,t} \end{bmatrix}, \end{aligned} \quad (2)$$

kde $(\Delta \mathbf{y}_{1,t-1} - \beta \Delta \mathbf{y}_{2,t-1})$ je takzvaný chybový korekční člen (error correction term – ECT), jehož kointegrační parametr β charakterizuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi veličinami. Parametry α naznačují směr této dlouhodobé kauzality. Ten může být obousměrný ($\alpha_1 \neq 0$, $\alpha_2 \neq 0$) nebo se projevovat jen v jednom směru ($\alpha_1 \neq 0$, $\alpha_2 = 0$ nebo $\alpha_1 = 0$, $\alpha_2 \neq 0$). Parametry obsažené v maticích $A_1 \dots A_k$ jsou měřítkem krátkodobé kauzální závislosti.

3 Krátkodobá kauzalita by u dvojice kointegrovaných veličin měla být významná alespoň v jednom směru.

Krátkodobou kauzální závislost zkoumáme za pomoci Waldova testu, jehož nulová hypotéza říká, že sdružený přínos zpoždění endogenních proměnných je nulový. Není-li nulová hypotéza zamítnuta, lze příslušné proměnné chápat z hlediska uvažovaného systému za exogenní (nejsou tedy ovlivňovány ostatními zkoumanými veličinami). V námi uvažovaném případě systému dvou proměnných můžeme rovnici (1) Johansenovy kointegrace přepsat jako

$$\Delta \mathbf{y}_{1,t} = \mu_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \mathbf{y}_{1,t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \mathbf{y}_{2,t-j} + \alpha_1 \mathbf{ECT}_{t-1} + \mathbf{e}_{1,t} \quad (3)$$

$$\Delta \mathbf{y}_{2,t} = \mu_2 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \mathbf{y}_{1,t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \mathbf{y}_{2,t-j} + \alpha_2 \mathbf{ECT}_{t-1} + \mathbf{e}_{2,t}, \quad (4)$$

kde \mathbf{y}_1 a $\mathbf{y}_{2,t}$ jsou časové řady a \mathbf{ECT} je chybový korekční člen. Krátkodobou Grangerovu kauzalitu lze nyní testovat zkoumáním signifikance všech dynamických zpožděných proměnných v rovnicích (3) a (4).

5.3 Vektorová autoregrese

Pro proměnné, které nejsou provázány dlouhodobě, zkoumáme krátkodobou kauzalitu v rámci neomezené vektorové autoregrese (VAR). Její výhodou, stejně jako u předchozích postupů, je fakt, že při testování kauzality vystupují všechny proměnné v systému symetricky jako endogenní. V této práci používáme dvourozměrný VAR model podle Hanousek a Němeček (2001), ovšem v jeho neomezené podobě, jak je použit v Mandel a Tomšík (2008):

$$\mathbf{y}_{1,t} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \mathbf{y}_{1,t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \mathbf{y}_{2,t-i} + \mathbf{v}_{1,t} \quad (5)$$

$$\mathbf{y}_{2,t} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \mathbf{y}_{2,t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \mathbf{y}_{1,t-i} + \mathbf{v}_{2,t} \quad (6)$$

kde k je řád zpoždění stanovený na základě Akaikeho kritéria, $\mathbf{y}_{1,t}$ a $\mathbf{y}_{2,t}$ jsou stacionární řady a rezidua $\mathbf{v}_{1,t}$ a $\mathbf{v}_{2,t}$ jsou vzájemně nekorelované bílé šумы. Protože jednotlivé koeficienty jsou obtížně interpretovatelné a samy o sobě v zásadě nezajímavé (Izák (2001)), používáme pro posouzení vlivu jedné veličiny na druhou Grangerovu kauzalitu. Ta vypovídá o tom, zda zpoždění \mathbf{y}_2 (se zpožděními \mathbf{y}_2 taktéž zahrnutými) poskytují statisticky signifikantní informaci o budoucích hodnotách \mathbf{y}_1 . Technicky tedy za pomoci F-testu testujeme sdruženou signifikanci $\alpha_{11}, \dots, \alpha_{1k}$ v rovnici (5). Analogicky pak hledáme Grangerovu kauzalitu v opačném směru.

Závěrem je třeba zdůraznit, že Grangerova kauzalita není kauzalitou typu příčina a následek.

6. Nalezené vztahy

Před provedením samotných výpočtů byly ověřeny předpoklady modelů, zejména (ne)stacionarita řad v jednotlivých obdobích. Vzhledem k tomu, že trend se ve všech přípa-

dech ukázal jako významný, byl při testování stacionarity zahrnut do ADF testu. Jeho výsledky jsou uvedeny v Tabulce 3 přílohy.

Tam, kde to jednotkový kořen umožňoval, byla následně s užitím Johansenovy kointegrace zkoumána přítomnost dlouhodobých vztahů mezi dvojicemi veličin. Dvojice, u kterých byla kointegrace nalezena, byly následně testovány na krátkodobou kauzalitu pomocí modelu korekce chyby (MKCH). Zbylé dvojice byly ve svých prvních diferencích testovány na krátkodobou Grangerovu kauzalitu v rámci vektorové autoregrese (VAR).

V celém období 2003 až 2011 byla u časových řad pro ropu, německý benzín a americký benzín zamítnuta přítomnost jednotkového kořenu alespoň na 10% hladině významnosti a tyto řady tedy nebyly zahrnuty do testování kointegrace. Ve svých prvních diferencích však byly testovány na přítomnost krátkodobých kauzálních vztahů s ostatními komoditami.

6.1 Kointegrace – dlouhodobé rovnovážné vztahy

Jak ukazují příložené tabulky 4 (normalizované hodnoty koeficientu β) a 5 (hodnoty koeficientu chybového korekčního členu), byla odhalena řada dlouhodobých párových vztahů.

Normalizovaný koeficient β naznačuje, že *cena bioetanolu je silně závislá na ceně americké nafty*, na jejíž 1% nárůst reaguje zvýšením o 2%. Nízká hodnota koeficientu ECT pak ukazuje, že v případě vychýlení z rovnováhy je návrat poměrně pomalý a v krátkém období dokonce cena bioetanolu Granger-způsobuje cenu americké nafty.

Z dvojice americká-německá nafta se v dlouhém období zdá být vedoucí německá nafta – na změnu její ceny reaguje americká nafta korekcí zhruba shodné velikosti. V krátkém období je kauzální vztah oboustranný, ovšem ve směru od americké k německé naftě (tedy v opačném než v dlouhém období) je signifikantnější (1% oproti 10% hladině významnosti).

Výsledky dále naznačují, že *bionafta je jak v dlouhém, tak v krátkém období ovlivňována americkou a německou naftou, a pouze v dlouhém období také pšenicí*. Při vychýlení z rovnováhy její cena reaguje na 1% nárůst ceny každého ze zmíněných paliv shodně zhruba o 1,8% a případný návrat je podobně pomalý jako u dvojice bioetanol-americký benzín. Na ceny pšenice pak bionafta reaguje ještě pomaleji, avšak silněji – po jednoprocenním nárůstu cen pšenice se její cena zvedne o 2,4%.

Kromě bionafty *ovlivňuje cena pšenice dlouhodobě i cenu sojových bobů*, které na změnu její ceny reagují korekcí jen o málo vyšší. Podobný, jen s rychlejší reakcí, je i vztah mezi cukrovou třtinou a cukrovou řepou.

Do jaké míry lze nalezené vztahy přisuzovat výrobě biopaliv? Podíváme-li se na dvojice komodit z hlediska jejich vztahů jako substitutů nebo výrobních faktorů v kontextu biopaliv (tabulka 7), zjistíme, že vysvětlují výsledky analýzy jen v omezené míře.

Ve studovaném období odpovídá nalezená kointegrace i Grangerova kauzalita u trojice bionafta – americká nafta – německá nafta substitučnímu vztahu těchto paliv. Dlouhodobá rovnováha odpovídá i u dvojice cukrová řepa – cukrová třtina.

Provázanost etanolu s americkou naftou, která není jeho přímým substitutem, pak ukazuje jen na obecnou provázanost trhů fosilních paliv a biopaliv. Stejně tak dlouhodobá závislost bionafty na pšenici, která ovšem není její vstupní surovinou, může naznačovat obecnější reakci bionafty na pohyby v cenách zemědělských komodit.

6.2 Grangerova kauzalita – krátkodobé vztahy

U krátkodobých kauzálních závislostí uvedených v tabulce 6 přílohy stojí za povšimnutí několik obecnějších vztahů. Ceny ropy a paliv (biopaliva nevyjímaje) lze předpovědět na základě cen některých zemědělských komodit – kukuřice (předpovídá vše kromě bionafty), pšenice (kromě německé nafty a bionafty) a sojových bobů (kromě ropy). Podobné působení na ceny ostatních paliv bylo nalezeno i u etanolu, amerického benzínu a ropy. Americký benzín působí na všechna paliva kromě etanolu, ropa na všechna s výjimkou etanolu a americké nafty. Etanol pak působí na všechna paliva kromě ropy. V opačném směru, tedy na etanol, působí kromě tří plodin pouze německý benzín. Zajímavé také je, že ceny obou německých paliv Granger-způsobují ceny u 3 zemědělských komodit, zatímco ceny amerických ani u jediné.

Nejmenší vliv na ostatní komodity mají v krátkém období cukrová třtina a cukrová řepa, u nichž nebyl nalezen žádný významný vztah. Z technologického hlediska lze předpokládat, že tyto komodity by na sebe v krátkém období působily vzájemně. Tento konkrétní vztah však kvůli omezení modelu nebylo možné testovat. Naopak nejsilněji působícími komoditami jsou se 7 významnými závislostmi kukuřice a německý benzín. Ten je zároveň „nejovlivňovanější“ komoditou s 8 vztahy, zatímco kukuřice je komoditou ovlivňovanou nejméně (žádný nalezený vztah).

V krátkém období je zajímavý zejména směr propojení trhů potravin a paliv (včetně ropy). Zatímco ceny potravin působí na ceny paliv v 17 případech (z 35 možných), v opačném směru je nalezeno jen 9 významných vztahů, na kterých se ze dvou třetin podílejí německá paliva. Protože i působení uvnitř skupiny paliv je poměrně časté, představují kauzální vztahy směrem k potravinám skutečně jen malou část – 10 z 53 významných. Cena ropy, jejíž vliv je v literatuře často zkoumán, působí s výjimkou americké nafty na všechna paliva, u zemědělských komodit je však významný pouze vztah s pšenicí, a to jen na desetiprocentní hladině významnosti. To je v souladu s Nazlioglu (2011), jenž nachází krátkodobou kauzalitu mezi ropou a potravinami teprve při aplikaci nelineárního Grangerova modelu.

6.3 Možný rozpor s dříve nalezenými výsledky

V závěru této části zmíníme možný rozpor s výsledky prací, které zkoumaly kointegraci cen ropy s cenami dalších komodit. Jak bylo zmíněno výše, u našich dat nebylo v případě ropy kvůli nepřítomnosti jednotkového kořenu možné dlouhodobou kointegraci provázanost zkoumat. Existuje řada studií, které zkoumají vliv ropy v rámci MGARCH modelů, které nejsou omezeny podmínkou nestacionarity dat. Zpravidla nacházejí významné přelévání volatility směrem od cen ropy k cenám ostatních

komodit (podrobněji v přehledu literatury – sekce 3). Existují však i práce zkoumající vliv ropy za pomoci kointegrace, tedy metody, jejíž použití jsme v tomto případě odmítli. Jedná se například o studii Natanelov et al. (2011), jenž po roce 2000 nachází dlouhodobý vliv ceny ropy na cenu pšenice, sojových bobů a kukuřice nebo práci Rajčániová a Pokrivčák (2011), která nachází značné množství rovnovážných vztahů mezi ropou a potravinami v období 2008–2010. Je otázkou, co u zmíněných prací testování kointegrace umožnilo. U první studie mohou být důvodem použité řady cen ropy, které se v od našich v některých ohledech liší. Druhá však zkoumá řady velmi podobné našim a to za použití identické metody testování stacionarity. Námi použitá data v daném období vykazovala jednotkový kořen, jen pokud byla testována ADF testem bez konstanty a trendu, které však byly v této řadě signifikantní a měly tedy podle nás být zahrnuty.⁴ Protože kointegrace téměř integrovaných veličin (near integrated variables) často vykazuje falešné vztahy (již zmiňovaný Hjalmarsson a Österholm (2009)), domníváme se, že dlouhodobý vliv ropy nemusí být ve skutečnosti tak výrazný, jak výše uvedení autoři uvádějí.

6.4 Diskuse nalezených vztahů

Přestože dlouhodobá provázanost nemohla být zkoumána u cen ropy a německého a amerického benzínu – pro náš výzkum zásadních komodit, výsledky napovídají mnohé o celkové provázanosti trhů.

Dlouhodobá závislost etanolu na americké naftě ukazuje, že cena etanolu je primárně utvářena na americkém trhu, kde jeho produkce dosahuje řádově vyšších objemů než v EU (viz tabulka 1). Protože brazilská produkce etanolu dosahuje zhruba 70–80% americké úrovně, je pravděpodobné, že i situace na tamějším trhu bude mít na cenu etanolu výrazný vliv.

V případě bionafty lze naopak očekávat spíše závislost na německých palivech. Objem vyprodukované bionafty je v Evropské unii oproti USA zhruba trojnásobný a nafta zde zároveň hraje mnohem významnější roli v silniční přepravě. Nalezená závislost ovšem není tak zřejmá jako v případě etanolu, neboť bionafta podobně silně reaguje na americkou i německou naftu. Z této dvojice je však v dlouhém období vedoucí nafta německá a lze se tedy domnívat, že cena bionafty bude výrazněji ovlivňována evropským trhem, potažmo zdejší regulací. Závislost cen bionafty na cenách pšenice, která je silnější než v případě nafty, zároveň ukazuje, že ceny vstupů⁵ ovlivňují cenu bionafty výrazněji než její substituty.

4 Trend i konstanta jsou signifikantní na jednoprocenní hladině významnosti. ADF test bez konstanty (p -h=0,52) nezamítl jednotkový kořen, test s konstantou (p -h=0,002) i test s konstantou a trendem (p -h=0,003) jej oba zamítly na jednoprocenní hladině významnosti. Rajčániová a Pokrivčák (2011) detaily testování stacionarity neuvádějí.

5 Pšenice není vstupem pro výrobu bionafty a kointegrační vztah tak spíše ilustruje obecnou závislost cen bionafty na cenách zemědělských plodin. Zároveň však cena pšenice v dlouhém období vede cenu sojových bobů, které jsou vstupem pro výrobu bionafty, což může představovat kanál pro přenos ceny.

Analýza krátkodobé kauzality ukázala, že německá paliva mají ve srovnání s americkými mnohem výraznější vliv na ceny zemědělských komodit. V kontextu biopaliv se tak lze domnívat, že trhy potravin silněji ovlivňuje evropská regulace. Vysokou závislost cen cukrové třtiny na cenách paliv lze přisoudit relativně vysokému podílu této komodity, který je využit k výrobě biopaliv.⁶

Skutečně zajímavý je obecný směr závislosti mezi zemědělskými komoditami a palivy (včetně ropy), kde se objevuje silná provázanost, ovšem paliva se ukazují být spíše ovlivňovanou než ovlivňující skupinou. To se může zdát neobvyklé, ovšem je třeba si uvědomit, že Granger-způsobující veličina pouze předchází ve svých pohybech veličinu způsobovanou. Jak podotýká Natanelov et al. (2011), cenové pohyby ropy a z ní derivovaných paliv mohou být hnány jak poptávkou, tak nabídkou. Naše výsledky ukazují, že ve studovaném období silněji ovlivňovala cenové pohyby ropy právě poptávková strana.

7. Závěry a náměty na další výzkum

Cílem této studie bylo poskytnout co nejširší a apriorními předpoklady pokud možno nezkraslený obraz provázanosti trhů potravin, biopaliv a fosilních paliv. Časové řady cen dvanácti komodit byly po párech vyšetřovány následujícím postupem: Kde to jednotkový kořen dovoloval, byly za pomoci Johansenovy kointegrace hledány dlouhodobé rovnovážné vztahy. Ty byly dále zkoumány v modelu korekce chyby, který zároveň dovoloval zjistit krátkodobou Grangerovu kauzalitu. U dvojic, které dlouhodobý vztah nevykazovaly, byla Grangerova kauzalita testována v rámci vektorové autoregrese.

Většina rovnovážných vztahů byla nalezena „uvnitř“ jednotlivých trhů, objevilo se však i několik dlouhodobých propojení mezi produkty ze dvou různých skupin. Výrazná je závislost cen biopaliv na cenách fosilních paliv, které jsou ve všech případech vedoucí komoditou. Ukazuje se, že cena etanolu je určována spíše na americkém trhu, zatímco cena bionafty na evropském, což odpovídá relativním objemům produkce v těchto regionech. K provázání trhu potravin s ostatními trhy dochází především v případě pšenice a bionafty, kdy ale nejde o očekávatelnou dvojici typu „vstupní surovina – biopalivo“ nebo alespoň „vstupní surovina – fosilní ekvivalent biopaliva“. Výsledky tak naznačují jen obecné dlouhodobé propojení některých komodit trhů potravin a paliv.

Zkoumání krátkodobé Grangerovy kauzality odhalilo vyšší vliv ceny německých paliv na ceny potravin. Dále se ukázalo, že ceny potravin předcházejí ceny paliv a ropy výrazně častěji než v opačném směru.

Naše výsledky tedy ukazují, že ačkoliv se rozvoj biopaliv skutečně projevuje na vyšší provázanosti trhů potravin a paliv, pozorované vztahy nejsou rozhodně ve formě jednoduché závislosti, kdy by růst cen biopaliv jednoznačně vedl k růstu cen zemědělských komodit používaných jako vstupní surovina u jednotlivých biopaliv.

6 Například v Brazílii, která je největším producentem cukrové třtiny na světě, je přes polovinu této plodiny využito k produkci etanolu.

Analýza prezentovaná v tomto článku byla zaměřena převážně na problematiku potravinové a energetické bezpečnosti a nevěnovala se hlouběji dalšímu základnímu problému spojenému s biopalivy - úloze biopaliv ve snižování emisí skleníkových plynů. V návazných studiích bude proto vhodné se hlouběji věnovat otázkám nepřímých důsledků využívání disponibilní zemědělské a nezemědělské půdy při výrobě biopaliv ve srovnání s alternativními přístupy k získávání energetických zdrojů. Při tomto srovnání bude důležité zachytit cenové efekty nejen ropy a fosilních paliv, ale i ostatních ropných produktů, jejichž příspěvek k emisím skleníkových plynů bývá často podceňován.

Ekonometrická analýza v tomto článku byla založena výlučně na cenových datech. S prodlužováním délky dostupných časových řad bude možné v budoucích letech zaměřit pozornost i na propojení cenových a objemových ukazatelů. Přitom nepůjde jen o objemy výroby, ale i o rozsah využívání výrobních faktorů jako je zemědělská půda.

PŘÍLOHA

V této části jsou prezentovány výsledkové tabulky. Ve sloupci jsou vždy uvedeny vysvětlované proměnné, v řádku pak vysvětlující. V tabulkách nejsou kvůli přehlednosti uváděny testové statistiky, ale pouze hodnoty koeficientů s hvězdičkami značícími jejich signifikanci na jednoprocenní (***), pětiprocenní (**) a desetiprocenní (*) hladině významnosti. V tabulkách stacionarity, trendové signifikance a krátkodobé kauzality jsou pak uváděny p-hodnoty (pro přehlednost s hvězdičkami taktéž uvedenými).

Tabulka 3

P-hodnota testů stacionarity a trendové signifikance proměnných.

	Nestacionarita	Trendová signifikance
Ropa	0,08 (*)	0,00 (***)
Německá nafta	0,19	0,00 (***)
Americká nafta	0,26	0,00 (***)
Německý benzín	0,02 (**)	0,00 (***)
Americký benzín	0,06 (*)	0,00 (***)
Bionafta	0,64	0,00 (***)
Bioetanol	0,11	0,00 (***)
Sojové boby	0,17	0,00 (***)
Pšenice	0,69	0,00 (***)
Kukuřice	0,37	0,00 (***)
Cukrová třtina	0,43	0,00 (***)
Cukrová řepa	0,41	0,00 (***)

Hvězdičky značí zamítnutí přítomnosti jednotkového koefienu, respektive nesignifikance trendu na jednotlivých hladinách významnosti.

Tabulka 4

Normalizovaná β z MKCH

	Ropa	Německá nafta	Americká nafta	Německý benzin	Americký benzin	Bionafta	Bioetanol	Sojové boby	Pšenice	Kukuřice	Cukrová třtina	Cukrová řepa
Ropa	X	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Německá nafta	x	X	-1,05 (***)	x	x	-0,56 (***)
Americká nafta	x	-0,95 (***)	X	x	x	-0,54 (***)	-0,5 (***)
Německý benzin	x	x	x	X	x	x	x	x	x	x	x	x
Americký benzin	x	x	x	x	X	x	x	x	x	x	x	x
Bionafta	x	-1,78 (***)	-1,84 (***)	x	x	X	.	.	-2,42 (***)	.	.	.
Bioetanol	x	.	-2,02 (***)	x	x	.	X
Sojové boby	x	.	.	x	x	.	.	X	-1,12 (***)	.	.	.
Pšenice	x	.	.	x	x	-0,41 (***)	.	-0,9 (***)	X	.	.	.
Kukuřice	x	.	.	x	x	X	.	.
Cukrová třtina	x	.	.	x	x	X	-0,84 (***)
Cukrová řepa	x	.	.	x	x	-1,18 (***)	X

Tabulka udává hodnoty normalizovaného koeficientu β z modelu korekce chyby. V rovnici (2), kde β vystupuje, je tento koeficient jen u jedné proměnné z dvojice. β_2 , která by příslušela druhé proměnné, je totiž normalizovaná na. V tabulce by tedy správně v jednom „trojúhelníku“ měly být samé jedničky. Pro přehlednost jsou uvedeny přepočítané hodnoty β pro obě proměnné, je však třeba mít na paměti, že nikdy neplatí zároveň. Uvažujeme-li jakoukoli β v tabulce, musíme si představit, že v poli symetrickém podle diagonály je jednička. „x“ značí nemožnost testování dlouhodobého vztahu z důvodu stacionarity, zatímco „.“ jeho nepřítomnost mezi dvojicemi nestacionárních komodit. „(***)“ značí signifikanci koeficientu na jednoprocenní hladině významnosti.

Tabulka 5

Hodnoty koeficientu chybového korekčního členu

	Ropa	Německá nafta	Americká nafta	Německý benzín	Americký benzín	Bionafta	Bio- etanol	Sojové boby	Pšenice	Kukuřice	Cukrová třtina	Cukrová řepa
Ropa	X	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Německá nafta	x	X	-0,05	x	x	-0,02
Americká nafta	x	0,07 (***)	X	x	x	0,02	0
Německý benzín	x	x	x	X	x	x	x	x	x	x	x	x
Americký benzín	x	x	x	x	X	x	x	x	x	x	x	x
Bionafta	x	-0,05 (***)	-0,04 (***)	x	x	X	.	.	0,01 (***)	.	.	.
Bioetanol	x	.	-0,05 (***)	x	x	.	X
Sojové boby	x	.	.	x	x	.	.	X	0,04 (***)	.	.	.
Pšenice	x	.	.	x	x	-0,01	.	.	X	.	.	.
Kukuřice	x	.	.	x	x	X	.	.
Cukrová třtina	x	.	.	x	x	X	-0,14
Cukrová řepa	x	.	.	x	x	0,06 (***)	X

Tabulka udává hodnoty koeficientu α z modelu korekce chyby. „x” značí nemožnost testování dlouhodobého vztahu z důvodu stacionarity, zatímco „.” jeho nepřítomnost mezi dvojicemi nestacionárních komodit. „(***)” značí signifikanci koeficientu na jednocentní hladině významnosti.

Tabulka 6

Grangerova (krátkodobá) kauzalita.

	Ropa	Německá nafta	Americká nafta	Německý benzín	Americký benzín	Bionafta	Bioetanol	Sojové boby	Pšenice	Kukuřice	Cukrová třtina	Cukrová řepa
Ropa	X	0,15	0,27	0,04 (**)	0,04 (**)	0,04 (**)	0,66	0,24	0,04 (**)	0,01 (**)	0,47	0,45
Německá nafta	0,00 (***)	X	0,00 (***)	0,53	0,00 (**)	0,25	0,06 (*)	0,02 (**)	0,24	0,02 (**)	0,28	0,29
Americká nafta	0,58	0,06 (*)	X	0,02 (**)	0,04 (**)	0,38	0,02 (**)	0,01 (**)	0,00 (***)	0,00	0,55	0,65
Německý benzín	0,00 (***)	0,99	0,00 (***)	X	0,00 (***)	0,06 (*)	0,01 (***)	0,01 (**)	0,03 (**)	0,02 (**)	0,27	0,18
Americký benzín	0,00 (***)	0,09 (*)	0,19	0,59	X	0,44	0,00 (***)	0,00 (***)	0,03 (**)	0,01 (***)	0,53	0,23
Bionafta	0,00 (***)	0,00 (***)	0,00 (***)	0,00 (***)	0,00 (***)	X	0,02 (**)	0,01 (**)	0,16	0,20	0,21	0,51
Bioetanol	0,13	0,53	0,19	0,08	0,48	0,17	X	0,08 (*)	0,00 (***)	0,00 (***)	0,30	0,27
Sojové boby	0,41	0,00 (***)	0,28	0,00 (***)	0,66	0,23	0,39	X	×	0,04 (**)	0,74	0,77
Pšenice	0,06 (*)	0,39	0,21	0,77	0,40	0,53	0,36	×	X	0,48	0,61	0,99
Kukuřice	0,30	0,81	0,14	0,98	0,81	0,34	0,74	0,40	0,44	X	0,37	0,89
Cukrová třtina	0,56	0,00 (***)	0,47	0,00 (***)	0,46	0,00 (***)	0,08 (*)	0,27	0,87	0,30	X	×
Cukrová řepa	0,18	0,00 (***)	0,17	0,00 (***)	0,33	0,51	0,45	0,50	0,56	0,30	×	X

Tabulka obsahuje p-hodnoty z testu Grangerovy kauzální závislosti proměnné v řádku na proměnné ve sloupci. Pro přehlednost jsou vyznačeny také signifikance na jedno-procentní (***) , pětiprocentní (**) a desetiprocentní (*) hladině významnosti. „×“ značí, že vztah nemohl být testován kvůli omezení MKCH.

Tabulka 7
Substituty a vstupy

	Ropa	Německá nafta	Americká nafta	Německý benzín	Americký benzín	Bionafta	Bioetanol	Sojové boby	Pšenice	Kukuřice	Cukrová třtina	Cukrová řepa
Ropa	X	S	S	S	S	S
Německá nafta	V	X	S	.	.	S
Americká nafta	V	S	X	.	.	S
Německý benzín	V	.	.	X	S	.	S
Americký benzín	V	.	.	S	X	.	S
Bionafta	.	S	S	.	.	X	.	V
Bioetanol	.	.	.	S	S	.	X	.	V	V	V	V
Sojové boby	S	X
Pšenice	S	X	S	S	S
Kukuřice	S	S	X	S	S
Cukrová třtina	S	S	S	X	S
Cukrová řepa	S	S	S	S	X

Tabulka ukazuje produkční a substituční vztahy komodit v kontextu biopaliv. „V” značí, že komodita ve sloupci je vstupem pro komoditu v řádku. „S” pak značí substituční vztah komodit.

Literatura

- AHKING, F. W. 2002. Model mis-specification and Johansen's co-integration analysis: an application to the US money demand. *Journal of Macroeconomics*. 2002, Vol. 24, pp. 51–66.
- BASTIANIN, A. 2009. Modelling Asymmetric Dependence Using Copula Functions: An application to Value-at-Risk in the Energy Sector. Working Papers 2009.24, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- BASTIANIN, A.; MANERA, M.; MARKANDYA, A.; SCARPA, E. 2011. Oil Price Forecast Evaluation with Flexible Loss Functions. Working Papers 2011.91, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- BASTIANIN, A.; MANERA, M.; NICOLINI, M.; VIGNATI, I. 2012. Speculation, Returns, Volume and Volatility in Commodities Futures Markets. *Review of Environment, Energy and Economics - Re3*, Fondazione Eni Enrico Mattei. Dostupné na <http://dx.doi.org/10.7711/feemre3.2012.01.002>
- BASTIANIN, A.; GALEOTTI, M.; MANERA, M. 2013. Biofuels and Food Prices: Searching for the Causal Link. Working Papers 239, University of Milano-Bicocca, Department of Economics, March 2013.
- BASTIANIN, A.; GALEOTTI, M.; MANERA, M. 2014. Causality and Predictability in Distribution: The Ethanol-Food Price Relation Revisited. *Energy economics*, 2014, Vol. 42, pp. 152–160.
- BROOKS, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 2008. ISBN: 978-0-521-87306-2.

- CIAIAN, PP.; KANCS, A. 2011a. Interdependencies in the Energy-Bioenergy-Food Price Systems: A Cointegration Analysis. *Resource and Energy Economics*. 2011-01, Vol. 33, No. 1, pp. 326–348.
- CIAIAN, PP.; KANCS, D. 2011b. Food, Energy and Environment: Is Bioenergy the Missing Link? *Food Policy*. 2011, Vol. 36, No. 5, pp. 571–580.
- DE GORTER, H.; DRABIK, D.; JUST, D. R. 2013a. How Biofuels Policies Affect the Level of Grains and Oilseed Prices: Theory, Models, and Evidence. *Global Food Security*, Vol. 2, No. 2, pp. 82–88.
- DE GORTER, H.; DRABIK, D.; JUST, D. R.; KLIAUGA, E. M. 2013b. The Impact of OECD Biofuels Policies on Developing Countries. *Agricultural Economics*. 2013, Vol. 44, No. 4, pp. 477–486.
- ENDERS, W. 2010. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Ltd, 2010. ISBN: 978-0470-50539-7.
- GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. 2010. Food Price Volatility. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*. 2010, Vol. 365, No. 1554, pp. 3023–3034.
- HANOUSEK, J.; NĚMEČEK, L. 2001. Czech Parallel Capital Markets: Discrepancies and Inefficiencies. *Applied Financial Economics*. 2001, Vol. 11, No. 11, pp. 45–55.
- HAVRLANT, D.; HUŠEK, R. 2011. Models of Factors Driving the Czech Export. *Prague Economic Papers*. 2011, Vol. 20, No. 3, pp. 195–215.
- HJALMARSSON, E.; ÖSTERHOLM, PP. 2009. Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated: Size Distortions and Partial Remedies. *Empirical Economics*. 2009, Vol. 39, No. 1, pp. 51–76.
- HOCHMAN, D.; RAJAGOPAL, D.; TIMILSINA G.; ZILBERMAN, D. 2011. The Role of Inventory Adjustments in Quantifying Factors Causing Food Price Inflation. Institution. *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, No. 5744.
- HUŠEK, R. 2007. *Ekonomická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN: 978-8024513003.
- IZÁK, V. 2001. External factors in Czech disinflation (dynamic analysis). *Politická ekonomie*. 2001, Vol. 49, No. 4, pp. 1–45.
- JANDA, K.; KRIŠTOUFEK, L.; ZILBERMAN, D. 2012. Biofuels: Policies and Impacts. *Agricultural Economics*. 2012, Vol. 58, No. 8, pp. 367–371.
- JOHANSEN, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988, Vol. 12, pp. 231–254.
- KALTALIOGLU, M.; SOYTAS, U. 2011. Volatility Spillover from Oil to Food and Agricultural Raw Material Markets. *Modern Economy*. 2011, Vol. 2011, No. 2, pp. 71–76.
- KHANNA, M.; CRAGO, C. L.; BLACK, M. 2011. Can Biofuels be a Solution to Climate Change? The Implication of Land Use Change Related Emissions for Policy. *Interface Focus: The Royal Society Journal*. 2011, Vol. 1, No. 2, pp. 233–247.
- KOČENDA, E.; ČERNÝ, A. 2007. *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach*. Karolinum Press, Charles University, 2007. ISBN: 978-8024613703.
- EK. 2005. *Biomass action plan*. Evropská komise, 2005.
- KRIŠTOUFEK, L.; JANDA, K.; ZILBERMAN, D. 2012. Correlations Between Biofuels and Related Commodities Before and During the Food Crisis: A Taxonomy Perspective. *Energy Economics*. 2012, Vol. 34, No. 5, pp. 1380–1391.
- MÁLEK, J. et al. 2012. *Risk management 2012*. Praha: Oeconomica, 2012. ISBN: 978-80-245-1824-4
- MÁLEK, J. et al. 2011. *Modely řízení finančních rizik*. Praha: Oeconomica, 2011. ISBN: 978-80-245-1823-7
- MÁLEK, J. et al. 2008. *Risk management 2008*. Praha: Oeconomica, 2008. ISBN: 978-80-245-1432-1
- MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. External Balance in a Transition Economy: The Role of Foreign Direct Investments. *Eastern European Economics*. 2008, Vol. 46, No. 4, pp. 5–26.
- MITCHELL, D. 2008. *A Note on Rising Food Prices*. World Bank – Development Economics Group, 2008.

- NATANELOV, V.; ALAM, M. J.; MCKENZIE, A. M.; HUYLENBROECK, G. 2011. Is There Co-movement of Agricultural Commodities Futures Prices and Crude Oil? *Energy Policy*. 2011, Vol. 39, No. 9, pp. 4971–4984.
- NAZLIOGLU, S. 2011. World Oil and Agricultural Commodity Prices: Evidence from Nonlinear Causality. *Energy Policy*. 2011, Vol. 39, No. 5, pp. 2935–2943.
- OECD. 2008. *Biofuel Support Policies: An Economic Assessment*. OECD, 2008. ISBN: 978-92-64-04922-2.
- POKRIVČÁK, J.; RAJČÁNIOVÁ, M. 2011. Crude Oil Price Variability and Its Impact on Ethanol Prices. *Agricultural Economics – Czech*. 2011, Vol. 57, No. 8, pp. 394–403.
- RAJAGOPAL, D.; HOCHMAN, G.; ZILBERMAN, D. 2011. Indirect Fuel Use Change (IFUC) and the Lifecycle Environmental Impact of Biofuel Policies. *Energy Policy*. 2011, Vol. 39, No. 1, pp. 228–233.
- RAJAGOPAL, D.; ZILBERMAN, D. 2007. Review of Environmental, Economic and Policy Aspects of Biofuels. *World bank: Policy Research Working Paper*. 2007.
- RAJČÁNIOVÁ, M.; DRABÍK, D.; CIAIAN, P. 2013. How Policies Affect International Biofuel Price Linkages. *Energy Policy*, Vol. 59, pp. 857–865.
- RAJČÁNIOVÁ, M.; DRABÍK, D.; CIAIAN, P. 2011. International Interlinkages of Biofuel Prices: The Role of Biofuel Policies. 2011. Presentation at AAEA Meeting, Pittsburgh.
- RAJČÁNIOVÁ, M.; POKRIVČÁK, J. 2011. The Impact of Biofuel Policies on Food Prices in the European Union. *Journal of Economics (Ekonomický časopis)*. 2011, Vol. 59, No. 5, pp. 459–471.
- RYVOLOVÁ, I.; ZEMPLINEROVÁ, A. Ekonomie obnovitelných zdrojů energie – příklad větrné energie v České republice. *Politická ekonomie*. 2010, Vol. 58, No. 6, pp. 814–825.
- SEARCHINGER, T. 2008. Use of U. S. Croplands for Biofuels Increases Greenhouse Gases Through Emissions from Land-Use Change. *Science*. 2008, Vol. 319, No. 5867, pp. 1238–1240.
- SERRA, T.; ZILBERMAN, D. 2013. Biofuel-related Price Volatility Literature: A Review of Time-series Econometric Methods and New Approaches. *Energy Economics*. 2013, Vol. 37, pp. 141–151.
- SERRA, T.; ZILBERMAN, D.; GIL, J. M. 2011. Price Volatility in Ethanol Markets. *European Review of Agricultural Economics*. 2011, Vol. 38, No. 2, pp. 259–280.
- SORDA, G.; BANSE, M.; KEMFERT, C. 2010. An Overview of Biofuel Policies Across the World. *Energy Policy*. 2010, Vol. 38, No. 11, pp. 6977–6988.
- TEPLÝ, P.; BUZKOVÁ, P. 2012. Collateralized Debt Obligations' Valuation Using The One Factor Gaussian Copula Model. *Prague Economic Papers*. 2012, Vol. 19, No. 1, pp. 30–49.
- VÁCHA, L.; JANDA, K.; KRIŠTOUFEK, L.; ZILBERMAN, D. 2013. Time-Frequency Dynamics of Biofuels-Fuels-Food System. *Energy Economics*. Vol. 40, pp. 233–241.
- VÁCHA, L.; BARUNÍK, J. 2012. Co-movement of Energy Commodities Revisited: Evidence from Wavelet Coherence Analysis. *Energy Economics*. 2012, Vol. 34, No. 1, pp. 241–247.
- WITZANY, J. 2011. *Financial Derivatives and Market Risk Management (Part I)*. Praha: Oeconomica, 2011. ISBN 978-80-245-1811-4.
- WITZANY, J. 2012. *Financial Derivatives and Market Risk Management (Part II)*. Praha: Oeconomica, 2012. ISBN 978-80-245-1878-7.
- WU, F.; GUAN, Z.; MYERS, R. J. 2011. Volatility Spillover Effects and Cross Hedging in Corn and Crude Oil Futures. *The Journal of Futures Markets*. 2011, Vol. 31, No. 11, pp. 1052–1075.
- ZHANG, Z.; LOHR, L.; ESCALANTE, C.; WETZSTEIN, M. 2010. Food versus Fuel: What do Prices Tell Us? *Energy Policy*. 2010, Vol. 38, No. 1, pp. 445–451.
- ZILBERMAN, D.; HOCHMAN, D.; RAJAGOPAL, D.; SEXTON, S.; TIMILSINA G. 2013. The Impact of Biofuels on Commodity Food Prices: Assessment of Findings. *American Journal of Agricultural Economics*. 2013, Vol. 95, No. 2, pp. 275–281.

MODELING INTERCONNECTIONS WITHIN FOOD, BIOFUEL, AND FOSSIL FUEL MARKETS

Štěpán Chrz, IES, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague, Opletalova 26, CZ – 110 00, Prague (stepan_chrz@yahoo.com); **Karel Janda**, IES, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague, Opletalova 26, 110 00, Prague and University of Economics, Prague, Namesti Winstona Churchilla 4, CZ – 130 67, Prague (karel-janda@seznam.cz); **Ladislav Křištofuk**, IES, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague, Opletalova 26, CZ – 110 00, Prague and UTIA, Academy of Sciences of the Czech Republic, Pod Vodarenskou Vezi 4, CZ – 182 08, Prague (kristouf@utia.cas.cz).

Abstract

The interconnections within food, biofuel and fossil fuel markets are first described in the context of biofuels technologies and economic policy framework. Consequently, the econometric analysis consisting of Johansen cointegration, error correction model, vector autoregression and Granger causality is applied to price series of 12 biofuel related commodities. While a number of equilibrium relationships are found across the examined markets suggesting their interconnection, we do not obtain a persuasive confirmation of the thesis that biofuels clearly lead to food shortages via the increase in prices of basic food commodities used in the production of biofuels.

Keywords

biofuels; food; fossil fuels.

JEL Classification

C22, Q16, Q42