



Munich Personal RePEc Archive

Interconnections within food, biofuel, and fossil fuel markets

Chrz, Stepan and Hruby, Zdenek and Janda, Karel and
Kristoufek, Ladislav

Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles
University in Prague, Faculty of Finance and Accounting, University
of Economics, Prague, Institute of Information Theory and
Automation, Academy of Sciences of the Czech Republic

23 January 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/43958/>
MPRA Paper No. 43958, posted 26 Jan 2013 06:25 UTC

Provázanost trhu potravin, biopaliv a fosilních paliv ¹

1 Úvod

Energetická a potravinová bezpečnost jsou spolu s globálními klimatickými změnami a úlohou obnovitelných zdrojů jedním z celosvětově i evropsky nejvýznamějších 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 zemědě-

¹Práce na tomto článku byla podporována grantem P402/11/0948 GAČR a grantem institucionální podpory VSE IP100040.

ských 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 vztahům mezi komoditami energetických a potravinových trhů.

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, 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 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 souvisejích 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).

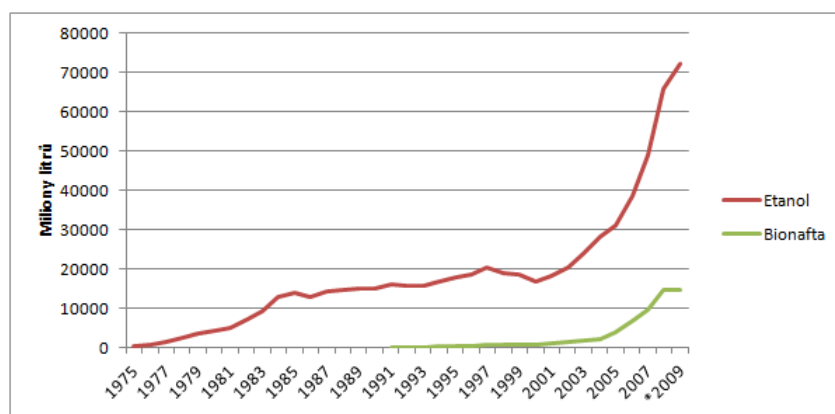
K posouzení přítomnosti dlouhodobých rovnovážných vztahů mezi komoditami je využit model Johansenovy kointegrace. Krátkodobá provázanost je vyšetřována za pomoci Grangerovy kauzality aplikované v error correction modelu a vektorové autoregresi.

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 nezáznamějším biopalivem je etanol. Jak napovídá Graf (1), objem výroby etanolu vzrostl mezi lety 2000 a 2009 z necelých 17 na 72 miliard litrů. Tabulka (1a) 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 %.



Graf 1: Světová produkce palivového etanolu a bionafty (údaje pro rok 2009 jsou odhad)

Zdroj: Sorda et al. [2010]

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 55 % 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.

Z pohledu České republiky a Evropské unie ovšem tím nejvýznamějším 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 (1b) 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).

Oblast	2007	2008	Oblast	2007	2008
USA	24360	33737	EU 27	7377	9164
Brazílie	18815	24261	USA	2733	3078
EU 27	2138	2748	Argentina	522	1550
Čína	1822	1882	Brazílie	457	1238
Kanada	830	892	Austrálie	524	1051
Thajsko	297	337	Malajsie	240	609
Kolumbie	281	296	Indonésie	327	405
Indie	198	247	Indie	114	227
Austrálie	99	97	Kanada	99	114
Ostatní	311	480	Ostatní	895	1036
Svět	49112	64981	Svět	13060	18472

(a) Etanol

(b) Bionafta

Tabulka 1: Produkce biopaliv v milionech litrů podle zemí/regionů
Zdroj: Renewable Fuel Asociation, 2010.

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 and 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.

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, tak vedla k výraznému rozvoje 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 snížit tak ekonomické zaostávání venkova za městskými oblastmi.

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.

V kontextu ekonomických dopadů biopaliv se s redukovanou formou typicky setkáme u modelů cenových závislostí potravin, biopaliv a fosilních paliv. Většina studií, stejně jako ta naše, hledá tyto vztahy za užití ekonometrických modelů pro zkoumání časových řad. 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 and Soytas [2011] studují za pomoci ARIMA a GARCH modelů přelévání volatility mezi výnosy ropy a primárních zemědělských produktů. Docházejí k závěru, že zde k přelévání nedochází a nedoporučují proto, aby političtí činitelé využívali předpovědí 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 and Morgan [2010]. Na časových řadách, jež jsou výrazně delší než u většiny souvisejících prací, ukazují, že současná zvýšená volatilita není z delšího historického hlediska nijak výjimečná. Zatímco Gilbert and Morgan [2010] studují časové řady od roku 1970, ostatní autoři zmínění dále v tomto přehledu pracují

zpravidla s řadami sahajícími nejdále do devadesátých let. Jediný nárůst, který vzhledem k dosavadnímu vývoji považují za stěží očekávatelný, nacházejí u cen rýže. Argumentují však, že tento fakt neodporuje jejich obecnému závěru vzhledem k tomu, že rýže je z hlediska produkce a mezinárodního obchodu velmi atypickou komoditou, která je navíc silně ovlivněna vládními nařízeními čelních producentů (například omezením indického vývozu v roce 2007).

Zhang et al. [2010] využívá ke studiu dlouhodobých vztahů kointegraci a krátkodobou kauzalitu mezi cenami etanolu, benzínu, ropy a zemědělských komodit (rýže, kukuřice, cukru, pšenice a sojových bobů). Ve sledovaném období (1989 až 2008) nenachází žádné dlouhodobé rovnovážné vztahy mezi komoditami 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 skrze metodu maximální věrohodnosti odhaduje zároveň error correction model a MGARCH proces. Autoři docházejí k závěru, že existuje dlouhodobý kauzální řetězec od ropy přes etanol k cukru. Zvýšení ceny ropy tak vyvolává zvýšení ceny u etanolu, které dále zvýší cenu cukru. Pokud jde o volatilitu, výsledky ukazují na přímé přelévání směrem od ropy k etanolu a nepřímé od etanolu k cukru.

Ve své pozdější práci pak Serra [2011] dochází k mírně odlišným výsledkům. Zkoumá přelévání volatility na brazilském trhu etanolu na týdenních cenách z let 2000 až 2009 za užití semiparametrického odhadu podmíněné kovarianční matice. Ukazuje, že cena etanolu je v dlouhém

období po dvojicích rovnovážně provázána s cenami ropy a cukru. Zatímco ceny etanolu reagují na odchylky v obou rovnovážných paritách a po změně se vracejí do rovnováhy, ceny ropy a cukru se zdají být v dlouhém období slabě exogenními a vedou tedy cenu etanolu. Výsledky dále naznačují, že šoky na trzích ropy a cukru vedou ke zvýšení volatility ceny etanolu. Opačná závislost je však velmi omezená, což je výsledek konsistentní s nalezenými rovnovážnými stavy.

Studie Wu et al. [2011] se zabývá změnou velikosti a povahy přelévání cenové volatility směrem od ropy ke kukuřici v čase. Ukazuje, že přelévání je stasticky významné a má podobné vlastnosti jak u současných cen, tak u futures. Uvádí také, že relativní důležitost přelévání se jednorázově zvýšila se zavedením 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 a krátkodobé kauzality. Autoři studují vliv jistých světových událostí (například uvolnění trhu kávy nebo zavedení amerického Energy Policy Act) na výše zmíněné vztahy. Ukazují, že kointegrace je spíše než neměnnou vnitřní vlastností skupin komodit jen dočasnou záležitostí a jako k takové je potřeba k ní při výzkumu přistupovat. Výsledky naznačují silné propojení ropného trhu s trhy kakaa, pšenice a zlata - tyto páry vykazují kointegraci v celém studovaném období, tedy v posledních 20 letech. Naproti tomu futures kávy se zdají být kointegrované s futures ropy až po uvolnění trhu kávy, ke kterému postupně docházelo v devadesátých letech. Podobně i u sojových bobů, sojového oleje a kukuřice se rovnovážné vztahy postupně objevují až s příchodem biopalivové politiky ve Spojených státech a Evropské unii. Zajímavý výsledek získaný

z Threshold VECM modelu naznačuje, že ceny kukuřice reagovaly nikoli jen na zavedení Energy Policy Act v roce 2005, ale už na jeho oznámení v polovině roku 2004. Dále se zdá, že vztah mezi kukuřicí a ropou přestává platit ve chvíli, kdy cena ropy poklesne pod hranici zhruba \$75 za barel. Konečně pak autoři docházejí k závěru, že rovnovážný vztah s ropou se obecně vyskytuje u komodit s rozvinutými vlastními trhy a že rostoucí volatilita je z velké části zapříčiněna geopolitickými aspekty, ekonomickými krizemi a rostoucí světovou populací.

Výzkum krátkodobé kauzality mezi ropou a zemědělskými komoditami rozšiřuje Nazlioglu [2011], který využívá konceptu nelineární Grangerovy kauzality. Po dvojicích zkoumá přenos cen od ropy na kukuřici, sojové boby a pšenici na týdenních datech z let 1994 až 2010. Lineární kauzalita podporuje hypotézu neutrality, která říká, že neexistuje kauzální vztah mezi cenami ropy a zemědělských komodit. Naproti tomu při aplikaci nelineární kauzality se provázanost ropy se studovanými komoditami objevuje. U kukuřice a sojových bobů se autoři dokonce domnívají, že se jedná o striktní nelineární kauzalitu². To by znamenalo, že nedávný nárůst cen potravin může být přisouzen změnám v ceně ropy.

Pokrivcak and Rajcaniova [2011] zkoumají na datech z let 2000 až 2009 vztah mezi cenami etanolu, benzínu a ropy. Nacházejí kointegraci cen ropy a benzínu, nikoli však u dvojic benzín - etanol a ropa - etanol. Následný VAR model odhaluje krátkodobou kauzalitu u všech tří dvojic. Jako množství jiných autorů nalézají silnější reakci na impulzy směrem od etanolu ke zbylým komoditám než naopak.

²Zatímco Grangerova kauzalita znamená pouze lepší předpověditelnost jedné veličiny na základě druhé, striktní kauzalita znamená přítomnost skutečné kauzální souvislosti mezi veličinami.

Ve své další práci Rajcaniova and Pokrivcak [2011] studují, jak se v čase mění závislost ceny zemědělských komodit (kukuřice, pšenice a cukr) a ceny paliv (ropa, benzín, etanol). V celém období (2005 až 2010) nalézají u celé skupiny jeden kointegrační vektor, dále krátkodobý vliv cen ropy a benzínu na ceny kukuřice stejně jako ceny bioetanolu na cenu cukru. Rozklad rozptylu ukázal, že rozptyl ropy vysvětloval po dvanácti týdnech 16 %, respektive 15 % rozptylu u cen benzínu a kukuřice. V opačném směru se hodnota pohybovala jen okolo 1 %. Aby autoři mohli posoudit vývoj těchto vztahů v čase, identifikovali v datech strukturální zlom v srpnu 2008 a testovali po dvojicích vztahy komodit ve dvou obdobích. Zatímco v dřívějším nenalezli žádné rovnovážné vztahy, v pozdějším našli kointegraci téměř u všech testovaných dvojic, což přisuzují vzrůstající produkci biopaliv.

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 Kristoufek et al. [2012] a Vacha et al. [2012] přinášející metodologicky zcela nové úhly pohledu na vztah biopaliv a souvisejících komodit. Kristoufek 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. Vacha 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 Vacha and Barunik [2012].

Podrobnější přehled prací využívajících redukované cenové modely biopaliv, jejich metod a výsledků lze nalézt v Janda et al. [2012] a v Zilberman et al. [2012]. Přístupy na pomezí redukováných a strukturálních modelů prezentují Ciaian and Kancs [2011a], Ciaian and Kancs [2011b] a Rajcaniova et al. [2011].

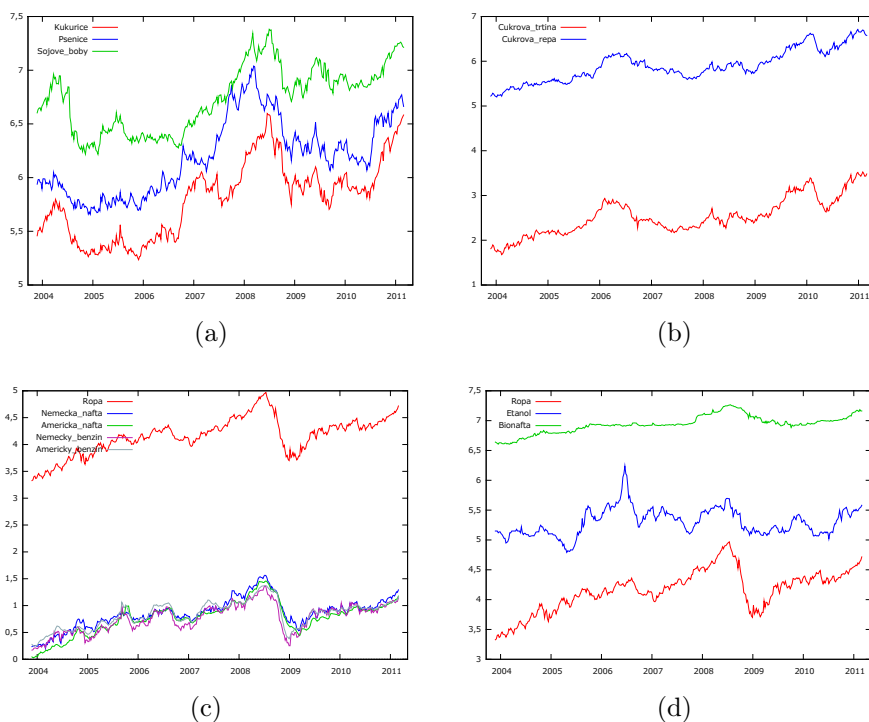
4 Data

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). 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.

Průběhy logaritmů týdenních (pondělních) cen, které jsou uvedeny v Grafech (2 a-d), jsou rozděleny do skupin, které již od pohledu vykazují

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

Tabulka 2: Typy kontraktů a označení agentury Bloomberg



Graf 2: Vývoj logaritmů týdenních cen zkoumaných komodit

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. 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 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 jednocentní 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 error correction model (ECM). 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 Maddala [2001], Brooks [2008], Enders [2010], Natanelov et al. [2011] a Kočenda and Černý [2007].

5.1 Johansenova kointegrace

Kointegrace je statistický postup vhodný k zodpovězení otázky, zda mezi nestacionárními časovými řadami cen biopaliv a příbuzných komodit existuje významný dlouhodobý rovnovážný vztah. Jednotlivé řady jsou testovány na přítomnost stacionarity ve svých hladinách a prvních diferencích. K vyšetření přítomnosti stacionarity je v této práci použit Augmented Dickey Fuller (ADF) test, jehož hodnota zpoždění 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, který je specifikován v error-correction podobě jako

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Phi D_t + v_t, \quad (1)$$

kde y_t je vektor zahrnující všech N proměnných modelu, které jsou $\sim I(1)$. Π , Γ_i a Φ jsou odhadované matice parametrů, D_t je vektor deterministických prvků (konstanta, trend, případně dummy proměnná), 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 Π , jíž lze interpretovat jako matici dlouhodobých parametrů. Je-li hodnota $r = 0$,

pak testované proměnné nejsou kointegrovány. Měla-li by matice naopak plnou hodnotu $r = N$, znamenalo by to, že všechny testované řady byly $I(0)$ a tedy stacionární. A konečně v případě, že $0 < r < N$, existuje mezi časovými řadami r kointegračních vektorů. Johansenova kointegrační metoda odhaduje Π matici skrze neomezenou vektorovou autoregresi (VAR) a testuje, zda lze zamítnout omezení dané její nižší hodnotou (r). K tomu využívá dvě metody - test stopy (trace test, rovnice (2)) a test maximálního vlastního čísla (maximum eigenvalue test, rovnice (3))

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i^2) \quad (2)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}), \quad (3)$$

kde λ_i jsou odhadnuté hodnoty vlastních čísel matice Π a T je počet pozorování po jeho úpravě pro zvolené zpoždění. Počet vlastních čísel matice odpovídá její hodnotě. Trace test testuje nulovou hypotézu, jenž říká, že počet jedinečných kointegračních vektorů (r) je méně nebo roven r oproti obecné alternativě. Maximum eigenvalue test pak testuje nulovou hypotézu, že počet kointegračních vektorů je r oproti alternativě $r + 1$ kointegračních vektorů.

Ahking [2002] uvádí, že ačkoli tomuto tématu není věnována velká pozornost, může nezahrnutí trendu (je-li v datech přítomen) do Johansenova modelu vést k jeho špatné specifikaci a následně zavádějícím výsledkům. Protože u všech námi testovaných proměnných je trend významný, povolujeme v našem modelu neomezenou konstantu (takzvaný Johansenův případ 3), která kromě konstanty samotné obsáhne i drift.

Hjalmarsson and 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 Error correction model

Error correction model umožňuje jak detailněji zkoumat dlouhodobé vztahy, tak vyšetřit přítomnost Grangerovy (krátkodobé) kauzality. Ta by u dvojic kointegrovaných veličin měla být významná alespoň v jednom směru.

Následující vztah reprezentuje párový kauzální vztah dvou veličin:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (\Delta y_{1,t-1} - \beta \Delta y_{2,t-1}) + A_1 \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-1} \\ \Delta y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ + \dots + A_k \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-k} \\ \Delta y_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}, \quad (4)$$

kde $(\Delta y_{1,t-1} - \beta \Delta y_{2,t-1})$ je takzvaný 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 matic $A_1 \dots A_k$ jsou měřítkem krátkodobé kauzální závislosti.

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 pří-

padě systému dvou proměnných můžeme rovnici (1) Johansenovy kointegrace přepsat jako

$$\Delta y_{1,t} = \mu_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{1,t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{2,t-j} + \alpha_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (5)$$

$$\Delta y_{2,t} = \mu_2 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{1,t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{2,t-j} + \alpha_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2,t}, \quad (6)$$

kde $y_{1,t}$ a $y_{2,t}$ jsou časové řady a ECT je error correction term. Krátkodobou kauzalitu lze nyní testovat zkoumáním signifikance všech dynamických zpožděných proměnných v rovnicích (5) a (6).

5.3 Vektorová autoregrese

Zatímco rámeček error correction modelu umožňuje testovat kauzální vztahy proměnných, které jsou provázány dlouhodobě, u proměnných, kde tomu tak není, lze pro zjištění krátkodobé kauzality použít vektorovou autoregresi (VAR). Její výhodou, stejně jako u předchozích postupů, je fakt, že při testování kauzality vystupují všechny proměnné v systému symetricky jako endogenní. Dvourozměrný VAR model, který používáme v této práci, je vyjádřen následovně:

$$y_{1,t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1,t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{2,t-k} + \alpha_{11}y_{2,t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2,t-k} + \varepsilon_{1,t} \quad (7)$$

$$y_{2,t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{1,t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2,t-k} + \alpha_{21}y_{1,t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1,t-k} + \varepsilon_{2,t}, \quad (8)$$

kde k je řád zpoždění stanovený na základě Akaikeho kritéria, $y_{1,t}$ a $y_{2,t}$ jsou stacionární řady a rezidua $\varepsilon_{1,t}$ a $\varepsilon_{2,t}$ jsou vzájemně nekorelované

bílé šumy. Protože interpretace jednotlivých koeficientů může být problematická, používáme pro posouzení vlivu jedné veličiny na druhou Grangerovu kauzalitu. Ta vypovídá o tom, zda zpoždění y_2 (se zpožděními y_1 taktéž zahrnutými) poskytují statisticky signifikantní informaci o budoucích hodnotách y_1 . Technicky tedy skrze F-test testujeme sdruženou signifikanci $\alpha_{11}, \dots, \alpha_{1k}$ v rovnici (7). Analogicky pak hledáme Grangerovu kauzalitu v opačném směru.

Závěrem je třeba zdůraznit, že kauzalita nalezená pomocí uvedené metody je kauzalitou zdánlivou nikoli však nutně striktní.

6 Výsledky

Před provedením samotných výpočtů byly ověřeny předpoklady modelů, zejména (ne)stacionarita řad v jednotlivých obdobích. Vzhledem k tomu, že trend se ve všech případech 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 prokázána, byly následně testovány na krátkodobou kauzalitu pomocí error correction modelu (ECM). Zbylé dvojice byly ve svých prvních diferencích testovány na krátkodobou kauzalitu vektorovou autoregresí (VAR).

6.1 Základní nalezené vztahy

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.

Jak ukazují příložené tabulky (4 - normalizované hodnoty koeficientu β) a (5 - hodnoty error correction term), byla odhalena řada dlouhodobých párových vztahů. Z důvodu výše zmíněné stacionarity dat dávají výsledky jen omezené množství informací o dlouhodobých vztazích na trzích paliv.

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 ECM 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 (jedno procentní oproti desetiprocentní 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 jedno procentním nárůstu cen pšenice se její cena zvedne o 2,4 %.

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

U krátkodobých kauzálních závislostí uvedených v Tabulce (6) přílohy stojí za povšimnutí několik obecnějších vztahů. Opět je ovšem třeba předem zdůraznit, že jde nikoli o striktní, ale pouze Grangerovu kauzalitu. 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 u ani 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 signifikantními závislostmi kukuřice a německý benzín. Ten je zároveň “nejovlivňovanější” komoditou s 8 vztahy, zatímco kukuřice je komoditou ovlivňovanou nejméně (žádný nalezený vztah).

6.2 Diskuse nalezených vztahů

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 je na základě substitučních/produkčních vztahů vysvětlitelná jen nepřímo. Protože ve Spojených státech je produkce etanolu výraznější než v Evropě, dá se u něj očekávat kointegrace s americkým benzínem³, jehož je etanol substitutem. Kointegrace s americkou naftou se tak dá vysvětlit, předpokládáme-li, že její cena bude s cenou benzínu silně korelována. Dlouhodobá závislost bionafty na pšenici, které ovšem není její vstupní surovinou, může naznačovat obecnější reakci bionafty na pohyby v cenách zemědělských komodit.

Jak bylo zmíněno výše, dlouhodobou provázanost nebylo kvůli přítomnosti rozdílného stupně integrace možné zkoumat u ropy a amerického a německého benzínu. Alespoň v případě ceny ropy však existuje řada studií, které zkoumají její vliv v rámci MGARCH modelů, které nejsou omezeny podmínkou nestacionarity dat. Zpravidla nacházejí signifikantní přelévání volatility směrem od cen ropy k cenám ostatních komodit, například kukuřice, cukru a etanolu (podrobněji v přehledu literatury - sekce 3). Existují však i práce zkoumající vliv ropy za pomoci kointe-

³Tento vztah nelze z důvodu rozdílného stupně integrace ověřit. V krátkém období se však neprojevuje.

grace, 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 Rajcaniova and Pokrivcak [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 and Österholm [2009]), domníváme se, že dlouhodobý vliv ropy nemusí být ve skutečnosti tak výrazný, jak výše uvedení autoři uvádějí.

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 signifikantních 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 signifikantních. Cena ropy, jejíž vliv je v literatuře často zkoumán, působí s výjimkou americké nafty na všechna paliva, u zemědělských komodit

⁴Trend 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. Rajcaniova and Pokrivcak [2011] detaily testování stacionarity neuvádějí.

je však signifikantní 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.

7 Závěry a náměty na další výzkum

Cílem této studie bylo poskytnout co nejširší a apriorními předpoklady pokud možno nezkreslený 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 rámci error correction modelu, 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 vedoucí komoditou ve většině případů, ne však vždy. 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 Grangerovi kauzality odhalilo mimo jiné, že ceny potravin předcházejí ceny paliv a ropy výrazně častěji než v opačném směru. Naše výsledky tedy ukazují,

že ačkoliv rozvoj biopaliv skutečně přispěl k 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.

Analýza prezentovaná v tomto článku byla zaměřena převážně na problematiku potravinové a energetické bezpečnosti a nevěnovala se hlouběji dalšímu základnímu problému spojenému s biopalivy. A to 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.

8 Přílohy

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

	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 (***)

Tabulka 3: P-hodnota testů stacionarity a trendové signifikance proměnných. Hvězdičky značí zamítnutí přítomnosti jednotkového kořenu, respektive nesignifikance trendu na jednotlivých hladinách významnosti.

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

Tabulka 4: ECM normalizovaná β .

Tabulka udává hodnoty normalizovaného koeficientu β z error correction modelu. V rovnici (4), kde β vystupuje, je tento koeficient jen u jedné proměnné z dvojice. β_2 , která by příslušela druhé proměnné, je totiž normalizovaná na 1. 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.

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

Tabulka 5: ECM ECT - Hodnoty error correction term

Tabulka udává hodnoty normalizovaného koeficientu β z error correction modelu. „×” značí možnost testování dlouhodobého vztahu z důvodu stacionarity, zatímco „·” jeho nepřítomnost mezi dvojicemi nestacionárních komodit. „(***)” značí signifikanci koeficientu na jednoprocenní hladině významnosti.

	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 (**)	0,13	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	0,01 (***)	0,08 (*)	0,27	0,87	0,82	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 6: Grangerova (krátkodobá) kauzalita.

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

	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 7: Substituty a vstupy

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.

Reference

- Francis W Ahking. Model mis-specification and Johansen's cointegration analysis: an application to the US money demand. *Journal of Macroeconomics*, 24:51–66, 2002. URL <http://web2.uconn.edu/ahking/Ahking02.pdf>.
- Chris Brooks. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 2008. ISBN 978-0-521-87306-2.
- Pavel Ciaian and D'Artis Kancs. Interdependencies in the energy-bionergy-food price systems: A cointegration analysis. *Resource and Energy Economics*, 33(1):326–348, January 2011a.
- Pavel Ciaian and D'Artis Kancs. Food, energy and environment: Is bio-energy the missing link? *Food Policy*, 36(5):571–580, October 2011b.
- Walter Enders. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Ltd, 2010. ISBN 978-0470-50539-7.
- C. L. Gilbert and C. W. Morgan. Food price volatility. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 365(1554):3023–3034, August 2010. ISSN 0962-8436. doi: 10.1098/rstb.2010.0139. URL <http://rstb.royalsocietypublishing.org/cgi/doi/10.1098/rstb.2010.0139>.
- Erik Hjalmarsson and Pär Österholm. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: size distortions and partial remedies. *Empirical Economics*, 39(1):51–76,

May 2009. ISSN 0377-7332. doi: 10.1007/s00181-009-0294-6. URL <http://www.springerlink.com/index/10.1007/s00181-009-0294-6>.

Karel Janda, Ladislav Kristoufek, and David Zilberman. Biofuels: Policies and impacts. *Agricultural Economics*, 58(8):367–371, August 2012.

Soren Johansen. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254, 1988. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>.

Muge Kaltalioglu and Ugur Soytas. Volatility Spillover from Oil to Food and Agricultural Raw Material Markets. *Modern Economy*, 2011(May):71–76, 2011. URL <http://www.scirp.org/journal/PaperDownload.aspx?paperID=4892&returnUrl=http%25253a%25252f%25252fwww.scirp.org%25252fjournal%25252fPaperInformation.aspx%25253fpaperID%25253d4892>.

Madhu Khanna, Christine L. Crago, and Mairi Black. Can biofuels be a solution to climate change? the implication of land use change related emissions for policy. *Interface Focus: The Royal Society Journal*, 1(2): 233–247, April 2011.

Evžen Kočenda and Alexander Černý. *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach*. Karolinum Press, Charles University, 2007. ISBN 978-8024613703.

Ladislav Kristoufek, Karel Janda, and David Zilberman. Correlations between biofuels and related commodities before and during the food crisis: A taxonomy perspective. *Energy Economics*, 34(5):1380–1391, September 2012.

- Gangadharrao Soundalyarao Maddala. *Introduction to Econometrics*. John Wiley & Sons Ltd, 2001. ISBN 0-471-49728-2.
- Donald Mitchell. A note on rising food prices. World Bank Policy Research Working Paper 4682, World Bank – Development Economics Group, July 2008.
- Valeri Natanelov, Mohammad J. Alam, Andrew M. McKenzie, and Guido Van Huylenbroeck. Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil? *Energy Policy*, 39(9):4971–4984, September 2011. ISSN 03014215. doi: 10.1016/j.enpol.2011.06.016. URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0301421511004721>.
- Saban Nazlioglu. World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality. *Energy Policy*, 39(5):2935–2943, May 2011. ISSN 03014215. doi: 10.1016/j.enpol.2011.03.001. URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0301421511001819>.
- OECD. *Biofuel Support Policies: An Economic Assessment*. OECD, 2008. ISBN 978-92-64-04922-2.
- Jan Pokrivcak and Miroslava Rajcaniova. Crude oil price variability and its impact on ethanol prices. *Agricultural Economics – Czech*, 57(8): 394–403, August 2011.
- Deepak Rajagopal and David Zilberman. Review of Environmental, Economic and Policy Aspects of Biofuels. *World bank: Policy Research Working Paper*, (September), 2007. URL http://www.ncsu.edu/project/amazonia/for414/Readings/biofuels_wb.pdf.

- Deepak Rajagopal, Gal Hochman, and David Zilberman. Indirect fuel use change (IFUC) and the lifecycle environmental impact of biofuel policies. *Energy Policy*, 39(1):228–233, January 2011.
- Miroslava Rajcaniova and Jan Pokrivcak. The impact of biofuel policies on food prices in the European Union. *Journal of Economics (Ekonomicky casopis)*, 59(5):459–471, 2011.
- Miroslava Rajcaniova, Dusan Drabik, and Pavel Ciaian. International interlinkages of biofuel prices: The role of biofuel policies. Presentation at AAEA Meeting, Pittsburgh, July 2011.
- Timothy Searchinger, Ralph Heimlich, R. A. Houghton, Fengxia Dong, Amani Elobeid, Jacinta Fabiosa, Simla Tokgoz, Dermot Hayes, and Tun-Hsiang Yu. Use of U.S. croplands for biofuels increases greenhouse gases through emissions from land-use change. *Science*, 319(5867):1238–1240, February 2008.
- Teresa Serra. Volatility spillovers between food and energy markets: A semiparametric approach. *Energy Economics*, 33(6):1155–1164, November 2011. ISSN 01409883. doi: 10.1016/j.eneco.2011.04.003. URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0140988311000867>.
- Teresa Serra, David Zilberman, and Jose M. Gil. Price volatility in ethanol markets. *European Review of Agricultural Economics*, 38(2):259–280, 2011.
- Giovanni Sorda, Martin Banse, and Claudia Kemfert. An overview of biofuel policies across the world. *Energy Policy*, 38(11):6977–6988, November 2010. ISSN 03014215. URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0301421510005434>.

- Lukas Vacha and Jozef Barunik. Co-movement of energy commodities revisited: Evidence from wavelet coherence analysis. *Energy Economics*, 34(1):241–247, January 2012.
- Lukas Vacha, Karel Janda, Ladislav Kristoufek, and David Zilberman. Time-frequency dynamics of biofuels-fuels-food system. Quantitative Finance Paper number 1209.0900, September 2012.
- Feng Wu, Zhengfei Guan, and Robert J. Myers. Volatility Spillover Effects and Cross Hedging in Corn and Crude Oil Futures. *The Journal of Futures Markets*, 31(11):1052–1075, 2011. URL <http://onlinelibrary.wiley.com.ezproxy.is.cuni.cz/doi/10.1002/fut.20499/pdf>.
- Zibin Zhang, Luanne Lohr, Cesar Escalante, and Michael Wetzstein. Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, 38(1):445–451, January 2010. ISSN 03014215. doi: 10.1016/j.enpol.2009.09.034. URL <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0301421509007174>.
- David Zilberman, Gal Hochman, Deepak Rajagopal, Steve Sexton, and Govinda Timilsina. The impact of biofuels on commodity food prices: Assessment of findings. *American Journal of Agricultural Economics*, Forthcoming 2012.

Interconnections within Food, Biofuel, and Fossil Fuel Markets

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 an interconnections of these markets, 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