

**ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE**  
**PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA**

**Prostorová integrace regionálních trhů  
se zemědělskými komoditami**

---

Disertační práce

Autor: Ing. Petra Bubáková  
Školitel: Doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.,  
katedra ekonomiky

Praha 2014

## **Poděkování**

*Tímto děkuji panu doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D za vedení, inspiraci a trpělivost, kterou mi v průběhu zpracování disertační práce poskytl.*

*Mé poděkování patří i mé rodině a kolegům na fakultě za neutuchající podporu.*

## **OBSAH**

1	Úvod.....	1
2	Cíl práce .....	3
3	Teoretická východiska .....	5
3.1	Teorie mezinárodní směny a její empirická analýza .....	5
3.1.1	Vymezení mezinárodní směny a její důvody.....	5
3.1.2	Základní modely mezinárodní směny.....	6
3.1.3	Empirická analýza mezinárodní směny .....	7
3.2	Gravitační modely v kontextu mezinárodního obchodu.....	8
3.2.1	Úvod do gravitačních modelů a jejich podstata.....	8
3.2.2	Formulace gravitačních modelů .....	9
3.2.3	Využití gravitačních modelů.....	10
3.2.4	Proměnné gravitačního modelu a jejich předpoklady.....	12
3.2.5	Typy dat používaných pro odhad gravitačních modelů.....	20
3.2.6	Kritické aspekty gravitačních modelů .....	21
3.2.7	Odhadové techniky gravitačních modelů .....	24
3.2.8	Přehled řešené problematiky ke gravitačním modelům.....	33
3.3	Zákon jedné ceny.....	43
3.3.1	Definice zákona jedné ceny .....	43
3.3.2	Formulace modelu zákona jedné ceny a odhadové techniky.....	44
3.3.3	Přehled řešené problematiky k zákonu jedné ceny.....	54
4	Metodika práce.....	61
4.1	Odvození teoretického modelu.....	61
4.2	Obecná metodika simulací a aplikace modelu.....	72
4.3	Proměnné modelu a zdroj dat .....	75
4.4	Aplikované metody .....	78
4.5	Software.....	84
5	Testování teoretického modelu na základě simulace .....	85
5.1	Vymezení scénářů .....	85
5.2	Simulace dat .....	87
5.3	Odhad modelu na simulovaných datech.....	93

5.3.1	Analýza zákona jedné ceny pro jednotlivé scénáře - první rovnice modelu....	93
5.3.2	Analýza vývozu pro jednotlivé scénáře – druhá rovnice modelu .....	112
5.4	Souhrn výsledků .....	124
6	Aplikace modelu .....	126
6.1	Analýza platnosti zákona jedné ceny – první rovnice modelu .....	126
6.1.1	Proměnné první rovnice modelu.....	126
6.1.2	Testování kointegrace a zákona jedné ceny pro časové řady pšenice .....	130
6.1.3	Testování kointegrace a zákona jedné ceny pro časové řady ječmene .....	152
6.2	Analýza vývozu vybraných komodit – druhá rovnice modelu .....	169
6.2.1	Proměnné druhé rovnice modelu .....	169
6.2.2	Tvorba proměnné očištěné diference cen, komodita pšenice .....	175
6.2.3	Odhad rozšířené gravitační rovnice - pšenice.....	178
6.2.4	Tvorba proměnné očištěné diference cen, komodita ječmen.....	183
6.2.5	Odhad rozšířené gravitační rovnice – vývoz ječmene .....	185
7	Syntéza výsledků aplikace modelu .....	196
8	Diskuze.....	205
9	Závěr.....	211
10	Seznam literatury .....	214
11	Seznam tabulek, grafů a schémat .....	223
12	Přílohy.....	227

# 1 ÚVOD

Agrární zahraniční obchod je významnou součástí agrární politiky. Propojuje jednotlivé státy, zlepšuje alokaci zdrojů, dělbu práce a umožňuje urychlení hospodářského rozvoje země díky úsporám ekonomických zdrojů, specializaci, transferu technologií a dalších. Z teorie mezinárodní směny (viz např. Krugman a Obstfeld, 2009; Soukup, 2009) vyplývá, že zahraniční obchod je vždy prospěšný a vede ke zvýšení životní úrovně všech zúčastněných zemí. Dané ekonomiky mohou ve výsledku spotřebovávat více, než by byly schopny samy vyrobit, a zároveň se specializovat na výrobu výrobků, u kterých mají komparativní výhodu.

Při empirické analýze zákonitostí a vztahů v oblasti mezinárodní směny hovoříme o prostorové analýze trhů, do které se řadí zkoumání prostorové integrace. V případě dokonalé prostorové integrace trhů dochází k výměně zboží a cena v dovozní zemi je rovna ceně ve vývozní zemi, navýšené o dopravní či další transakční náklady. Mezinárodní směna je ovlivňována ekonomickými, politickými a sociálními faktory, mezi které se řadí cena, měnový kurz, poptávka po zboží, náklady na dopravu, různé překážky obchodu, právní úpravy státu, dohody o volném obchodu atd. Vývoj těchto faktorů se mění v čase. V poslední dekádě došlo k několika podstatným ekonomickým a institucionálním změnám ovlivňujících agrární zahraniční obchod České republiky. Mezi nejvýznamnější lze uvést vstup do Evropské unie v květnu 2004 a s ním související podléhání obchodní politice a nařízení EU. Efekty dohod o volném obchodu a různých uskupení, jako jsou uskupení EU, EFTA, OECD, byly analyzovány mnoha autory. Jedním z cílů daných uskupení a dohod je vytvoření společného trhu a liberalizace volného obchodu. Mnoho autorů zabývajících se empirickou analýzou objemu obchodů mezi zeměmi kvantifikovalo prostřednictvím gravitačních modelů pozitivní účinek dohod na obchod. Ne všechny dohody ale dosáhly požadovaného efektu, tj. větší obchodovatelnosti zboží mezi státy. Například Zahniser a kol. (2002) prokázali, že zatímco přistoupení Mexika do dohody GATT oživilo export do USA, v případě členství dané země v seskupení NAFTA nebyl prokázán pozitivní dopad u většiny komodit. Cheng a Tsai (2008) poukázali, že Evropské hospodářské společenství má pozitivní dopad na členské státy, ale zároveň vytváří vnitřní blok a ve výsledku objem obchodu poklesl vůči nečlenským státům. Někteří autoři vědeckých publikací dále upozorňují, že liberalizace obchodu má za následek růst

významnosti dopravních a dalších transakčních nákladů v mezinárodním obchodu (např. Martínez-Zarzoso a Suárez-Burguet, 2005).

Další velmi diskutovanou otázkou v oblasti mezinárodní směny je platnost zákona jedné ceny. Při platnosti daného zákona cena tenduje ke stejné výši na různých trzích. Pokud je zboží na oddělených trzích prodáváno za rozdílnou cenu, kupující budou mít snahu přejít na levnější trhy a naopak prodávající budou směřovat nabídku zboží na dražší trh. V případě, že se daný přesun nabídky, resp. poptávky, uskuteční, cenový rozdíl bude eliminován. Na daném trhu se bude prosazovat zákon jedné ceny. Tato tržní rovnováha je efektivní, jelikož vyrovnává mezní užitek statku s jeho mezními náklady (viz Holman, 2011). Z dosavadních studií je patrné, že platnost daného zákona ovlivňuje druh zkoumané komodity, velikost trhů, jejich vzdálenost a v neposlední řadě právní úpravy zemí analyzovaných trhů. Zatímco v některých studiích byla hypotéza o platnosti zákona jedné ceny potvrzena (Baffes, 1991; Ceglowski, 2003; Iregui, Otero, 2011), v jiných je striktně či z velké části zamítána (Ardeni, 1989; Pérez-Pascual, Sanz-Carnero, 2011; Bakucs a kol., 2012).

Mezinárodní ekonomická integrace je jedním z cílů samotné EU a velikost vzájemného obchodu, relace cen mezi různými trhy a vzájemné překážky obchodu určují výsledný stupeň dané integrace. Determinace významnosti faktorů působících na mezinárodní směnu a určení směru a síly působení těchto faktorů v rámci realizované směny umožňuje porozumět zákonitostem a vztahům zkoumaného trhu. Z daných důvodů prostorová analýza integrace trhů neboli obchodovatelnosti zboží a služeb mezi prostorově odlišnými trhy může přinést podstatné informace jak pro soukromou, tak řídicí sféru. Poznatky získané empirickou analýzou jsou využitelné jak v rámci odvětví, tak na úrovni jednotlivých podniků. V rámci strategického plánování podniku je zapotřebí plánovat a rozhodovat nejen o výrobě a zpracování zemědělských komodit, ale také o jejich distribuci. Potenciální zisk, resp. ztráta z provedených vývozů vyplývá jak z transakčních nákladů, tak z relace cen mezi jednotlivými státy. Stanovení stupně integrace mezi jednotlivými obchodními partnery poskytuje informaci, u kterých trhů lze očekávat zisk, resp. ztrátu z plánovaných arbitráží. Informace o provázanosti cen dále poskytuje možnost předpovědi cenových změn s ohledem na změny ostatních států. Ve výsledku mohou být informace využity pro zefektivnění dané situace či udržení již efektivního stavu.

## 2 CÍL PRÁCE

Cílem disertační práce je odvodit teoretický model prostorové regionální integrace zemědělských trhů kombinující jak množstevní, tak cenové informace za účelem identifikace stupně integrace vybraných trhů a stanovení významných proměnných působících na mezinárodní obchod. Dále teoretický model ověřit na základě odhadu na simulovaných datech a v neposlední řadě daný model aplikovat na trh České republiky společně s významnými zahraničními obchodními partnery.

Hlavní cíl práce lze dekomponovat do následujících dílčích cílů:

- (i) Zpracovat podrobný přehled řešené problematiky v regionálním a světovém kontextu.
- (ii) Odvodit teoretický model prostorové regionální integrace zemědělských trhů.
- (iii) Ověřit teoretický model na základě simulací. V rámci ověření modelu je dílčími cíli:
  - otestovat navržený model,
  - prokázat funkčnost modelu pro odlišné struktury trhu,
  - prokázat nutnost specifikace v podobě, ve které je definován, pro různé situace na trhu,
  - analyzovat vlastnosti modelu z hlediska citlivosti výsledků při odhadech,
  - nalézt klíčové aspekty, které vedou ke správnému modelu a správným závěrům o konkrétní struktuře trhu.
- (iv) Vytvořit databázi dat pro aplikaci na reálné trhy.
- (v) Zpracovat elementární analýzu a upravit data pro následný odhad modelu.
- (vi) Odhadnout odvozený teoretický model na reálných datech.
- (vii) Identifikovat a verifikovat odhadnutý model.
- (viii) Analyzovat integraci vybraných trhů.
- (ix) Vyvodit podstatné závěry o fungování a determinantech zkoumaného mezinárodního trhu pro soukromou a řídicí sféru.

V rámci výzkumu je hledána odpověď na následující výzkumné otázky.

*Výzkumná otázka č. 1:*

Platí zákon jedné ceny mezi jednotlivými zkoumanými trhy?

*Výzkumná otázka č. 2:*

Do jaké míry jsou vybrané trhy se zemědělskými komoditami integrovány?

*Výzkumná otázka č. 3:*

Je zkoumaný mezinárodní trh integrovaný, resp. dokonale integrovaný jako celek?

*Výzkumná otázka č. 4:*

Je efekt vstupu ČR do Evropské unie na mezinárodní obchod statisticky významný v porovnání s předchozím uskupením CEFTA, a jaký je jeho směr a intenzita působení?

*Výzkumná otázka č. 5:*

Které proměnné, vybrané na základě ekonomické teorie, mají významný efekt na mezinárodní obchod a jaký je směr a intenzita jejich působení?



## 3 TEORETICKÁ VÝCHODISKA

### 3.1 Teorie mezinárodní směny a její empirická analýza

#### 3.1.1 Vymezení mezinárodní směny a její důvody

Mezinárodní směna je výměna zboží či služeb různých subjektů určitého státu v rámci celého světového hospodářství. Ve své podstatě propojuje mezinárodní ekonomiky ve vnějším i vnitřním prostředí. Jedná se o oboustranný tok hmotných, finančních i nehmotných faktorů.

Mezinárodní obchod lze členit na bilaterální, trilaterální a multilaterální. Bilaterální neboli dvoustranný obchod je realizován mezi dvěma zeměmi. Směna trilaterální (trojstranná) je vzájemný obchod mezi třemi zeměmi. Při účasti více stran než tří je mezinárodní směna označována jako multilaterální (mnohostranná).

Existuje několik důvodů, proč dvě země mezi sebou obchodují. Krugman a Obstfeld (2009) uvádějí následující:

1. Země mezi sebou obchodují z důvodu jejich rozdílnosti. Daná rozdílnost může být způsobena omezeností zdrojů díky geografickému umístění či odlišnou nákladovou efektivností.
2. Země obchodují, aby dosáhly úspor z rozsahu ve výrobě.

V praxi se při obchodování odrážejí oba zmíněné motivy. Zmíněný důvod odlišné nákladové efektivnosti je ústředním tématem klasické školy. V neoklasické škole je rozpracován další důvod mezinárodní směny:

3. Země mezi sebou obchodují z důvodu spotřebitelských preferencí, kdy spotřebitelé dosahují vyššího uspokojení v otevřené ekonomice v porovnání s uzavřenou ekonomikou (Soukup, 2009).

Existuje mnoho dalších teorií (např. teorie vyrovnání obchodní bilance, teorie reciproční poptávky), ovšem zmíněné tři důvody patří mezi nejcitovanější argumenty.

### 3.1.2 Základní modely mezinárodní směny

V rámci mezinárodní ekonomie vzniklo několik modelů obchodu. Mezi nejznámější modely dokonalé konkurence patří Ricardiánský model, Heckscherův-Ohlinův model a Standardní model mezinárodní směny. Mezinárodní směna v prostředí nedokonalé konkurence je popsána např. Krugmanův-Helpmanovým modelem, neboli také modelem diferencovaných produktů (viz Cihelková a kol. 2008; Soukup, 2009; Krugman, Obstfeld; 2009). Každý model vychází z určitých předpokladů, týkajících se nejen typu konkurence, ale také druhu rozhodujícího výrobního faktoru, typu výnosů z rozsahu a zdroje komparativní výhody. Přehled těchto předpokladů v rámci jmenovaných faktorů je uveden v tabulce č. 3.1.

Tabulka č. 3.1 – Odlišnosti vybraných modelů mezinárodní směny

Ricardiánský model	Heckscherův-Ohlinův model	Standardní model mezinárodní směny	Krugmanův-Helpmanův model
<b>výrobní faktor</b>			
práce	práce, půda	implicitní zahrnutí všech výrobních faktorů	abstrahování od problematiky výrobních faktorů
<b>výnosy z rozsahu</b>			
konstantní	klesající	klesající	rostoucí i klesající
<b>zdroj komparativní výhody</b>			
alternativní náklady výrobku dané pracovní náročností	relativní vybavenost výrobními faktory	alternativní náklady výroby, relativní vybavenost výrobními faktory	úspory z rozsahu, diferenciacie produktu

**Zdroj:** vlastní zpracování dle Krugman, Obstfeld (2009), Soukup (2009), Majerová a Nezval (2011)

Z hlediska uvedených důvodů mezinárodní směny se vždy ve výsledku jedná o komplex faktorů, které do jisté míry determinují strukturu a objem mezinárodního obchodu. Není tedy vhodné přistupovat k dané problematice zúženou optikou jednotlivých kritérií (příčin mezinárodní směny), jako např. sledování pouze vybavenosti dané země produkčními faktory a ignorace dalších kritérií. Každý z výše uvedených modelů akceptuje jiný důvod existence mezinárodní směny a tím izoluje ostatní faktory, které v reálných ekonomikách významně působí, a proto není vhodné je opomíjet. Za další nevýhodu uvedených modelů lze považovat skutečnost, že klasické i neoklasické modely vycházejí z modelů dokonalé konkurence. Rovněž je abstrahováno od transakčních nákladů a efektů obchodní politiky. Zmíněné nedostatky jsou redukovány v gravitačních modelech, které vycházejí z empirického výzkumu a berou v úvahu širší škálu faktorů působících na obchod, jako je např. vliv integračních bloků, jazyková bariéra, opatření obchodních politik a další.

### 3.1.3 Empirická analýza mezinárodní směny

Při empirickém zkoumání zákonitostí a vztahů v oblasti mezinárodní směny hovoříme o prostorové analýze trhů. Do prostorové analýzy trhů se řadí zkoumání tržní integrace (*market integration*). Barrett a Li (2002) definují tržní integraci jako obchodovatelnost výrobků mezi prostorově odlišnými trhy. Kromě pojmu tržní integrace je možné se setkat s pojmem prostorové integrace (*spatial integration*). Baulch (1997) uvádí, že dva trhy mohou být označeny jako prostorově integrované, pokud dochází k obchodní směně mezi nimi a cena v dovozní zemi se rovná ceně ve vývozní zemi navýšené o dopravní či další transakční náklady související s přemístěním produktu. Daná situace je taktéž nazývána jako dokonalá integrace trhů. Pokud ceny různých zemí mají mezi sebou dlouhodobý vztah, ale nejsou si zcela rovny ani po odečtení transakčních nákladů, jedná se o nedokonalou integraci trhů. Pobídkou k výměně zboží mezi zeměmi je rozdíl mezi cenami, který může obchodníkovi přinést zisk. Nákup zboží na levnějším trhu za účelem jeho prodeje na trhu dražším je v ekonomii označován pojmem *arbitráž*. Existují další faktory, které mohou ovlivňovat integraci trhů, jako jsou obchodní bariéry, různá politická rozhodnutí či vlastní charakteristiky zemí.

Jak zmiňují Bakucs a kol. (2012), usnadnění prostorové integrace trhů se zemědělskými komoditami mezi jednotlivými členskými státy EU, stejně jako na trhu celého společenství, je jedním z nejdůležitějších cílů společné zemědělské politiky. Na plně prostorově integrovaném trhu by měly cenové informace volně kolovat mezi regiony. Pérez-Pascual a Sanz-Carnero (2011) upozorňují, že absence integrace trhů má dopad na blahobyt. Neúplná transmise cen mezi regiony, která je způsobená např. transakčními náklady v důsledku špatné infrastruktury nebo redukcí dostupných informací o cenách či vyvolaná obchodní politikou, může vést k neefektivním rozhodnutím.

K analýze prostorové integrace trhů se zpravidla přistupuje jedním ze dvou stěžejních přístupů. První možností je využití informací o objemu obchodů (neboli tzv. množství informací) a aplikace gravitačního modelu. V druhém případě je pozornost věnována cenám na trhu a modelům cenové transmise neboli modelům zákona jedné ceny. Následující kapitoly jsou zaměřeny na tyto dva přístupy analýzy trhů a obsahují jejich popis a teoretické zázemí.

## **3.2 Gravitační modely v kontextu mezinárodního obchodu**

### **3.2.1 Úvod do gravitačních modelů a jejich podstata**

Koncepce gravitačních modelů je založena na Newtonovské fyzice a pravidlu obecné gravitace. Porojan (2001) myšlenku obecné gravitace definuje jako větší přitažlivost mezi většími a blíže umístěnými objekty. Při aplikaci dané myšlenky na toky zboží je obchod mezi dvěma partnery ovlivněn jejich velikostí a blízkostí. Newtonův zákon poprvé aplikoval H. Carey v 60. letech 19. století pro zkoumání lidského chování. Gravitační modely mezinárodního obchodu byly představeny v 60. letech 20. století autory Tinbergenem (1962) a Pöyhönenem (1963) či později Linnemanem (1966). Od té doby jsou ve velké míře využívány v rámci výzkumu mezinárodního obchodu, a to díky jejich značné empirické robustnosti a vypovídacím schopnostem.

Z počátku byly gravitační modely založeny zejména na empirických pozorováních mezinárodního obchodu, a tak jim bylo vytýkáno nedostatečné teoretické zázemí. Teoretická opora tohoto výzkumu byla velmi malá a začala vznikat koncem 70. let díky publikacím Andersona (1979), Bergstranda (1985, 1989), Helpmana a Krugmana (1985) a Deardorffa (1998). Mezi první autory poskytující teoretický základ pro gravitační modely založený na konstantní elasticitě substituce výdajových systému se řadí Anderson (1979). Následné upřesnění formulovali ostatní zmínění autoři, kteří ukázali ve svých publikacích například, že rovnice gravitačního modelu může být odvozena z modelů obchodu s různým zbožím. Deardorff (1998) prokázal, že gravitační rovnice je konzistentní s Heckscherovým-Ohlinovým modelem pro homogenní zboží s dokonalou konkurencí.

V tradičním konceptu gravitačního modelu (Egger, 2002, Cheng a Wall, 2005) je objem vzájemného obchodu mezi zeměmi závislý na ekonomické síle, resp. velikosti těchto zemí, dopravních nákladech, obchodních překážkách a také na preferenčních faktorech. Vzájemný obchod mezi zeměmi je nejčastěji reprezentován vývozem či vzájemným obchodním tokem. Ekonomická síla země se často vyjadřuje prostřednictvím celkového HDP či HDP na obyvatele. Překážky jsou skryty v transakčních nákladech a zpravidla jsou vyjadřovány geografickou vzdáleností mezi zeměmi. Mezi preferenční faktory lze zařadit společné hranice, společný jazyk, uzavřené dohody mezi zeměmi atd. (více viz kapitola 3.2.4 – *Proměnné gravitačního modelu a jejich předpoklady*).

### 3.2.2 Formulace gravitačních modelů

Anderson (1979) definuje základní vztah pro mezinárodní směnu funkcí:

$$M_{ijk} = fce(Y_i, Y_j, N_i, N_j, D_{ij}), \quad (1a)$$

kde  $M_{ijk}$  představuje dolarový tok zboží či faktoru  $k$  ze země či regionu  $i$  do země či regionu  $j$ ,  $Y_i$  a  $Y_j$  jsou příjmy v zemi či regionu  $i$  a  $j$ ,  $N_i$  a  $N_j$  zastupují populaci v zemi či regionu  $i$  a  $j$ ,  $D_{ij}$  reprezentuje vzdálenost mezi objekty  $i$  a  $j$ . Odpovídající stochastická rovnice sloužící pro kvantifikaci vztahů má podobu:

$$M_{ijk} = \alpha_k Y_i^{\beta_k} Y_j^{\gamma_k} N_i^{\delta_k} N_j^{\varepsilon_k} D_{ij}^{\mu_k} u_{ijk}, \quad (1b)$$

kde proměnná  $u_{ijk}$  je náhodná složka s log-normálním rozdělením. Anderson (1979) dále uvádí, že rovnice je nejčastěji odhadována na základě průřezových dat (*cross-sectional data*) či sdružených dat (*pooled data*).

Bergstrand (1985) formuluje základní rovnici gravitace jako:

$$PX_{ij} = \beta_0 (Y_i)^{\beta_1} (Y_j)^{\beta_2} (D_{ij})^{\beta_3} (A_{ij})^{\beta_4} u_{ij} \quad (2)$$

kde  $PX_{ij}$  představuje obchodní tok ze země  $i$  do země  $j$ . Proměnné  $Y_i$ ,  $Y_j$ ,  $D_{ij}$  a  $u_{ijk}$  zastupují shodné faktory, které byly uvedeny výše. Oproti specifikaci Andersona (1979) zde ale není zohledněn efekt populace. Na druhou stranu jsou do modelu přidány umělé dummy proměnné  $A_{ij}$  reprezentující faktory napomáhající či omezující obchod.

V současné době je základní gravitační model bilaterálního obchodu formulován jako (Martínez-Zarzoso, Suárez-Burguet, 2005):

$$M_{ij} = \beta_0 Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2} YH_i^{\beta_3} YH_j^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} A_{ij}^{\beta_6} u_{ij}. \quad (3)$$

Model (3) obsahuje základní podstatné proměnné modelu, tj. aproximaci příjmu  $Y_i$  a  $Y_j$ , kterou je nejčastěji HDP či HND, příjem na obyvatele značený zde jako  $YH_i$  a  $YH_j$ . V některých publikacích lze nalézt místo příjmu na obyvatele proměnné populace (např. Egger a Pfaffermayr, 2003). V neposlední řadě v základní specifikaci by neměla chybět vzdálenost mezi zeměmi ( $D_{ij}$ ) aproximující dopravní náklady. Proměnná  $A_{ij}$  reprezentuje všechny další faktory, které napomáhají či brání obchodu. Proměnné spadající do kategorie proměnných  $A_{ij}$  mohou být kardinální povahy (př. výše cel, směnný kurz, rozsah zahraničních investic) ale i povahy nominální (př. společný jazyk, společná hranice, členství v obchodním bloku), které se modelují prostřednictvím nelogaritmovaných umělých proměnných. Uvedená specifikace (3) je spojením specifikace (1) a (2).

V některých publikacích se lze setkat s odlišnou formulací modelu z hlediska proměnných, které nejsou odhadovány zvlášť pro vývozní a dovozní zemi, ale jsou využívány násobky proměnných pro obě země. Tento model nalezneme například v publikaci Kang a Fratianni (2006), neboli:

$$\ln(y_{ijt}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(GDP_i / GDP_j)_t + \alpha_2 \ln(I_i / I_j)_t + \alpha_3 \ln(DIST_{ij}) + \alpha_4 AD_{ij} + u_{ijt}, \quad (4)$$

kde  $y_{ijt}$  vyjadřuje bilaterální obchodní tok mezi zeměmi  $i$  a  $j$  v čase  $t$ ,  $GDP_i$  a  $GDP_j$  představuje HDP vývozní a dovozní země,  $I_i$  a  $I_j$  zastupuje reálný příjem na osobu v zemích  $i$  a  $j$ ,  $DIST_{ij}$  reprezentuje vzdálenost mezi zeměmi  $i$  a  $j$ ,  $AD$  je umělá proměnná pro existenci společné hranice. Další rozdílnost modelu (4) je v předpokladu rozdělení náhodné složky. Zatímco u výše zmíněných modelů měla náhodná složka log-normální rozdělení, zde autoři uvažují nezávislé a identické rozdělení (i.i.d.).

### 3.2.3 Využití gravitačních modelů

Gravitační modely jsou široce využívány pro odhadování bilaterálních obchodních vztahů mezi zeměmi, pro hodnocení účinků různých politik či politických zásahů včetně dopadů regionálních obchodních dohod, politických bloků neboli regionální integrace, měnové unie, mezinárodní migrace, patentových práv či narušení obchodu (Egger, Pfaffermayr, 2003; Cheng a Wall, 2005; Cheng, Tsai, 2008; Kepaptsoglou, Karlaftis, Tsamboulas, 2010). Porojan (2001) zařazuje gravitační modely do skupiny empirických modelů, které jsou zaměřeny na určení determinantů spolupráce neboli interakce. Podstata gravitačního modelu je využitelná nejen v rámci mezinárodního obchodu, ale taktéž na regionální úrovni jednoho státu (viz Huffův model, 1963; Čadil, 2010)

Jak shrnuje Egger (2002), první studie v oblasti využívání modelů pro plánování bilaterálních obchodních vztahů a měření velikosti potenciálních obchodů vznikly v kontextu pádu železné opony a zkoumání nových potenciálních integračních dopadů mezi tehdejšími zeměmi OECD a bývalými státy COMECONu. V rámci jedné koncepce byly gravitační modely zaměřeny na země EU a členy OECD a využity pro plánování „přirozeného“ obchodu mezi těmito zeměmi a zeměmi střední a východní Evropy (CEEC). Vznik těchto modelů byl založen na předpokladu odlišného chování zemí CEEC a vyspělých zemí EU a OECD v počáteční fázi systémové a ekonomické transformace. Odhad náhodné složky neboli rezidua byl následně interpretován jako nevyužitý obchodní

potenciál. Do této koncepce lze zařadit publikace Wanga a Winterse (1991), Hamiltona a Winterse (1992) a Brulharta a Kellyho (1999). V druhé koncepci byly transformující se země oproti předchozímu přístupu brány v úvahu přímo v regresním modelu. Poté rozdíl mezi skutečnou a teoretickou hodnotou objemu obchodu byl interpretován jako rozdíl mezi potenciálním a skutečným obchodním vztahem. Publikace, patřící do této kategorie, jsou např. Baldwin (1994) či Nilsson (2000).

Stack (2009) zmiňuje využití gravitačních modelů k odhadu dopadů regionálních integračních politik, a to od oblasti dohod o volném obchodu (FTA = *Free Trade Agreement*) až po oblast kompletní ekonomické integrace. Nejčastějším způsobem odhadu dopadů integrace je zahrnutí umělých proměnných do gravitačního modelu pro každý integrační režim v dané době (Cheng, Wall, 2005). Greenaway a Milner (2002) uvádějí používání gravitačních modelů pro zkoumání obchodních účinků regionálních obchodních dohod (RTA = *Regional Trade Agreement*). V rámci této problematiky byla nejčastěji sledována integrace Evropy. Mezi publikace z této oblasti patří Carrère (2006), jehož odhady ukazují, že oproti výsledkům dřívějších studií, regionální dohody přinesly významný nárůst obchodu mezi členskými státy, často na úkor zbytku světa. Dále lze jmenovat příspěvek od Granta a Lamberta (2008), kteří poukazují na rozdílnost výsledků v rámci hodnocení dopadů dohod RTA na obchod. Některé studie prokazují významný pozitivní dopad na obchod (např. integrace EU), jiné hovoří o nevýznamném efektu a některé dokonce odhadují efekt negativní. Různorodost vlivu RTA přisuzují závislosti na tom, zda je analyzován zemědělský či nezemědělský sektor, na tom, jaké konkrétní dohody jsou zkoumány, a na délce zkoumaného období.

Do skupiny studií zkoumající obchodní toky se řadí publikace Sohna (2005), který modeloval bilaterální obchodní toky Koreje a 30 dalších obchodních partnerů na základě průřezových dat či dále pak Elliotta (2007) zkoumajícího dovoz a vývoz dle panelových dat. V rámci specifických komodit lze jmenovat publikaci Kangase a Niskanena (2003), ve které autoři modelují vývoz lesních produktů pomocí průřezových dat, či studii Sarkera a Jayasingheho (2007), ve které se autoři zaměřili na regionální dohody a zemědělsko-potravinářské výrobky.

Gravitační modely jsou dále využívány pro hodnocení dopadů měnové unie. Často citovanou prací v této oblasti je Rose (2000), který prokázal, že dvě země se shodnou měnou spolu obchodují více než dvě srovnatelné země, které mají vlastní měnu. Dále

ukázal, že přestože nižší proměnlivost směnného kurzu zvyšuje obchod, efekt společné měny na obchod je významně větší. Kurihara (2003) zkoumal dopad změn směnného kurzu a efekt měnové unie v rámci zemí APEC. Ukázal, že přijetí dolarové měnové unie je mnohem výhodnější než přijetí měnové unie jenů každou zemí APEC. Kromě zmíněných lze dále uvést práce od autorů Pakko a Wall (2001) či Glick a Rose (2002).

Autoři Gopinath, Echeverria (2004), Lipsey a Ramstetter (2001) či Wang, Wei, Liu (2010) využili gravitační modely pro zkoumání dopadu přímých zahraničních investic na dvoustranný obchod.

Prostřednictvím gravitačních modelů je ve výsledku možné zkoumat nejen důsledky obchodních politik a regionální integrace, ale i další faktory, jako jsou dopady protekcionismu či otevřenosti státu, dopady měnové unie, potencionální obchodní možnosti, dopady přímých zahraničních investic, efekty přirozených hranic a mnohé další. Přehled aplikací gravitačních modelů včetně vymezení používaných proměnných a předpokladů modelu lze nalézt v Bubáková (2013b). Obsah článku je taktéž součástí této práce.

### **3.2.4 Proměnné gravitačního modelu a jejich předpoklady**

#### **Vymezení proměnných a jejich předpokladů**

Závislá proměnná v gravitačním modelu představuje obchodní tok mezi zeměmi. Nejčastěji je jako endogenní proměnná využíván **objem vývozu** ze země  $i$  do země  $j$  (např. Mátyás 1997; Egger, 2002; Ševela 2002; Nitsch, 2007; Aiello, Cardamone, Agostino, 2010) či **celkový obchodní tok (bilaterální obchod)** daný součtem vývozu a dovozu (Sohn, 2005; Melitz, 2007; Sarker a Jayasinghe, 2007; Grant a Lambert, 2008; Darku, 2009). V některých publikacích je závislá proměnná formulována jako **objem dovozu** ze země  $i$  do země  $j$  (Nilsson, 2000; Martínez-Zarzoso, Suárez-Burguet, 2005). Kromě uvedených tradičních proměnných je možné se setkat s transformacemi proměnných. Příkladem může být hodnota obchodního toku dělená součtem HDP obou zemí (Grant, Lambert, 2008) či průměr vývozu a dovozu mezi zeměmi  $i$  a  $j$  (Fidrmuc, 2009). V rámci modelování lze vyzkoušet více formulací endogenní proměnné, viz Wang, Wai a Liu (2010), kteří pro kontrolu robustnosti výsledků využili jak vývoz, tak celkový obchodní tok.



Tradiční specifikace gravitačního modelu dále obsahuje několik vysvětlujících proměnných a náhodnou složku modelu s Gauss-Markovovými předpoklady. Nilsson (2000) řadí vysvětlující proměnné do tří skupin:

- 1. *kategorie*: proměnné zastupující celkovou potenciální nabídku vývozní země,
- 2. *kategorie*: proměnné zastupující celkovou potenciální poptávku dovozní země,
- 3. *kategorie*: proměnné napomáhající či omezující obchod mezi dovozní a vývozní zemí.

Stejně kategorie uvádí i Egger a Pfaffermayr (2003), kteří do první kategorie zařazují hrubý domácí produkt a populaci vývozní země. Do druhé kategorie řadí HDP a populaci dovozní země. Třetí kategorie obsahuje proměnné, jako jsou dopravní náklady či jejich aproximace, proměnné reprezentující blízkost zemí, ať už geografickou (př. společné hranice, vnitrostátní země) či kulturní (společný jazyk, společné náboženství apod.). Dále do této kategorie patří proměnné, které působí na snížení překážek obchodu (obchodní preference, uzavřené smlouvy či dohody) ale i proměnné, které naopak vytvářejí bariéry (např. celní sazby).

Kepaptsoglou, Karlaftis, Tsamboulas (2010) člení proměnné gravitačního modelu pouze do dvou skupin. První skupina obsahuje faktory zastupující poptávku a nabídku obchodujících zemí, tj. 1. a 2. kategorie. Do druhé skupiny pak zařazují faktory reprezentující úroveň odporu kladenou pro obchod mezi země, tj. výše zmíněná 3. kategorie, ovšem bez přímého vymezení, že do této kategorie patří i faktory napomáhající obchodu (průměrný odpor může být snížen díky uzavřeným dohodám atd.).

V následujících odstavcích jsou vymezeny jednotlivé vysvětlující proměnné, které jsou využívány v gravitačních modelech a předpoklady o směru jejich působení.

Sohn (2005) shrnuje, že **hrubý domácí produkt** (HDP) slouží k vyjádření ekonomické úrovně země, a to jak ve smyslu výrobní kapacity, tak velikosti trhu. Větší země s větší výrobní kapacitou mají větší šanci dosáhnout úspor z rozsahu a zvyšovat svůj vývoz díky vyšší komparativní výhodě. U parametru HDP vývozní země je očekáváno kladné působení jak na vývoz, tak na bilaterální obchodní tok. U dovozní země jsou větší domácí trhy schopny absorbovat vyšší dovozy, proto u HDP dovozní země by měl mít odhadnutý parametr kladné znaménko.

Jak uvádí Hamilton a Winters (1992), **populace** reprezentuje fyzickou velikost ekonomiky. Větší země mají menší potřebu obchodovat za účelem specializace či získání úspor z rozsahu. U parametru proměnné **populace** vývozní i dovozní země autoři očekávají

záporné znaménko (s růstem populace vývozní země bude klesat vývoz; s růstem populace dovozní země bude růst její soběstačnost a bude se snižovat množství statků, které země importuje). Oproti tomu Oguledo a MacPhee (1994) navrhnou možnost kladného znaménka daného koeficientu, neboť velký domácí trh podporuje dělbu práce a tak vytváří možnost výroby široké škály výrobků, což může zvyšovat bilaterální obchod. Nilsson (2000) ve své publikaci předpokládá obě možnosti působení. Tuto proměnnou do modelu využili ve studiích 21. století např. Egger, Pfaffermayr (2003) Gopinath, Echeverria (2004), Cheng a Tsai (2008) či Aiello, Cardamone, Agostino (2010).

Častěji se ale místo samotné proměnné *populace* do modelů využívá **HDP na obyvatele** (např. Nilsson 2000; Ševela, 2002; Sohn, 2005; Sarker a Jayasinghe, 2007; Stack, 2009). Tato proměnná reprezentuje úroveň příjmů nebo kupní sílu obyvatel vývozních a dovozních zemí. Sohn (2005) konstatuje, že mnoho posledních aplikací vypouští tuto proměnnou z modelu bez specifického důvodu. Zároveň upozorňuje, že vypuštění proměnné **HDP na obyvatele** může způsobit specifikační problém a odkazuje se na publikaci Bergstranda (1985). Bergstrand při teoretickém odvození gravitační rovnice uvedl, že vývoz zboží není závislý pouze na celkovém příjmu, ale i na příjmu na obyvatele. Sohn (2005) nemá žádné předpoklady o směru působení dané proměnné. Obdobně Nilsson (2000) hodnotí předpokládaný efekt jako neurčitelný, neboť **HDP na obyvatele** je podílem **HDP** a *populace*, a jak bylo zmíněno výše, populace může působit na obchod oběma směry.

Kromě **HDP** a **HDP na obyvatele** lze do modelů využít **hrubý národní důchod (HND)** a **HND na obyvatele**. Předpoklady působení daných proměnných jsou shodné s verzemi HDP. Dané proměnné využil ve své publikaci např. Ševela (2002). U **HND na obyvatele** zmiňuje, že proměnná představuje úroveň ekonomického rozvoje. Poněvadž autor modeloval výhradně vývoz České republiky do ostatních zemí, negativní parametr proměnné pak mohl být interpretován jako nižší konkurenceschopnost českého vývozu vůči ostatním více rozvinutým zemím. Znaménko parametru může tudíž podávat informace o situaci na trhu či dalších faktorech.

Kromě jmenovaných proměnných autoři jako Egger (2002), Stack (2009), Wang, Wei a Liu (2010) či Stack a Pentecost (2011) využili pro odhady různé transformace daných proměnných.

V rámci 3. kategorie, tj. proměnných napomáhajících či omezujících obchod, je velmi důležité vyjádření dopravních nákladů. Nejčastěji je pro jejich aproximaci využívána **geografická vzdálenost** mezi hlavními městy vývozní a dovozní země, případně mezi ekonomickými centry. Daná proměnná byla navržena již samotným Tinbergenem (1962). Stejně tak tuto proměnnou nalezneme v současných publikacích, viz Wang, Wei a Liu (2010), Aiello, Cardamone a Agostino (2010) či Stack a Pentecost (2011). S růstem vzdálenosti rostou transakční náklady díky zvýšení dopravních nákladů, nákladů na získávání informací o cizí ekonomice a nákladů spojených s hledáním partnera a uzavíráním smluv na dálku. Tím roste cena obchodních aktivit (Wang, Wei, Liu, 2010). Sohn (2005) uvádí, že kromě absolutní geografické vzdálenosti se v publikacích začíná využívat i vzdálenost relativní. Z uvedeného vyplývá záporné znaménko odhadovaného parametru **vzdálenosti** při modelování objemu dvoustranného obchodu, ať už celkového obchodu, vývozu či dovozu. S ohledem na geografickou vzdálenost je také podstatné, jak jsou obchodní partneři umístěni vůči ostatním zemím. Harrigan (2003) a Anderson a van Wincoop (2003) prokázali, že objem obchodu bude větší mezi párem zemí, které jsou "odříznuty" od zbytku světa v porovnání s párem zemí, které jsou geograficky blíže k ostatním zemím.

Mezi nejčastější proměnné, reprezentující blízkost zemí, lze zařadit **společný jazyk a společné hranice**. Pro vyjádření těchto proměnných se využívají umělé nule-jedničkové proměnné. Pokud mají země **společný jazyk**, umělá proměnná nabývá hodnoty jedna, v jiných případech je rovna nule. Předpokládá se pozitivní působení tohoto faktoru. Obdobně kladné znaménko je očekáváno v případě **společné hranice**. Tuto proměnnou lze nalézt již v publikaci Aitkeny (1973). Pokud země resp. obchodní partneři mají společnou hranici, umělá proměnná je rovna jedné. Proměnné **společný jazyk a společná hranice** zachycují kulturní a historické vazby mezi obchodními partnery (Stack, Pentecost, 2011) a nalezneme je ve většině publikací (viz tabulka č. 3.3).

V kategorii geografických proměnných je vhodné zmínit umělou proměnnou kontrolující, zda je země vnitrozemská či nikoliv. Proměnná se objevuje v publikacích Roseho (2000, 2004), Martíneza-Zarzosa a Suáreze-Burgueta (2005), Carréreho (2006), Granta a Lamberta (2008), Aielloho, Cardamonea a Agostina (2010) a je označována jako **landlocked (vnitrozemská) proměnná**. Reprezentuje, jak se obchodní tok liší u zemí, které jsou obklopeny pevninou v porovnání se zeměmi, které mají přístup k moři. Obdobně se

využívá proměnná vyjadřující **počet ostrovů** (Rose, 2004; Aiello, Cardamone a Agostino, 2010).

Do třetí kategorie se dále řadí **cla** a **rozdílné ceny**, jež patří mezi překážky obchodu. Oproti tomu pozitivní dopad na obchod mají různé **uzavřené smlouvy** či **preferenční dohody** mezi partnery, samotné **obchodní preference**, **členství v obchodních blocích**, **doplňování se v komparativních výhodách** či **rozsah zahraničních investic** (Ševela 2002). Smlouvy, dohody a preference se modelují opět pomocí umělých proměnných. Z prací zahrnujících vliv dohod lze jmenovat Nilssona (2002), který do gravitačních modelů zahrnul umělé proměnné pro odchycení obchodu mezi zeměmi EU a EFTA, mezi zeměmi, které jsou členy NAFTA a mezi zeměmi EU a CEECs. Grant, Lambert (2008) využili umělou proměnnou pro podchycení vlivu dohod RTA mezi zeměmi. Členství v EU lze nalézt například v práci Stacka (2009) či Ševely (2002). Členství APEC vzal v úvahu Sohn (2005). Předpoklad působení těchto proměnných je buď kladný (jelikož dohody by měly snižovat překážky obchodu) nebo je hodnocení směru a významnosti působení samotným cílem analýzy. Vhodné je zmínit širší specifikaci od Chenga a Tsaie (2008). Autoři vytvořili tři specifikace umělé proměnné pro dohody EEC, EFTA, EU, CUSFTA, LAFTA, MERCOSUR (zkratky viz příloha č. 1). Jeden typ umělých proměnných zachycuje efekt **členství obou zemí v daném bloku** v čase  $t$  (př. proměnná  $EU_2$ ) a odhadnutý parametr prezentuje vnitřní efekt regionální ekonomické integrace. Předpokládá se kladné působení dané proměnné, poněvadž eliminuje bariéry obchodu. Další dvě nula-jedničkové proměnné představují situaci, kdy je **pouze vývozní země** (př.  $EU_X$ ), či **pouze dovozní země** ( $EU_M$ ) **členem** daného uskupení v čase  $t$ . Koeficienty proměnných následně vyjadřují vnější efekt regionální ekonomické integrace a jejich směr působení je předem nejednoznačný.

V modelech se lze dále setkat s proměnnou reprezentující situaci a změny v měnovém kurzu. Pro odhady lze využít **nominální směnný kurz** (Egger, 2002), **reálný měnový kurz** (Ševela, 2002) či **index směnného kurzu** (Egger, Pfaffermayr, 2003). Egger a Pfaffermayr (2003) uvádějí, že vysoký index směnného kurzu způsobuje, že zboží od vývozce je pro spotřebitele či firmy v zemi dovozu levnější, a tak je ve výsledku očekáváno kladné znaménko odhadovaného parametru. Mátyás (1997) využil ve své práci **rezervy cizí měny dovozní země** pro aproximaci stability směnného kurzu minimálně v krátkém období. U parametru dané proměnné je předpokládáno kladné působení na bilaterální export. Tuto proměnnou využili dále i Egger a Pfaffermayr (2003). Frankel

a Rose (2002) zohlednili *měnu* v modelu prostou *umělou proměnou*, která byla rovna jedné v případě, že země měly shodnou měnu. U proměnné lze očekávat pozitivní efekt na obchod.

Kromě uvedených proměnných navrhl řada autorů další faktory, které mohou mít vliv na zahraniční obchod. V publikaci Eggera (2002) nalezneme proměnné *podobnost velikosti zemí*, která koresponduje s vyjádřením velikosti ekonomiky, či *životaschopnost smluv vývozce/dovozce* a *právní řád vývozce/dovozce*, které odrážejí svobodu země. Aiello, Cardamone a Agostino (2010) obohatili gravitační model o umělou proměnnou pro *označení země, která byla kolonií jiné země*. Sarker a Jayasinghe (2007) analyzovali dopady na obchod kromě tradičních faktorů pomocí proměnné *existence čistého dovozce do EU ze země mimo EU*, která zachycovala míru otevřenosti členů EU vůči importům z nečlenských zemí. Bellak a Leibrecht (2009) ve své publikaci zmiňují proměnné *inflace, privatizace a politické riziko*. Dané proměnné řadí do další kategorie, kterou nazývají "*transition-specific location factors*", přeloženo jako lokalizační faktory specifické změny. Martínez-Zarzoso a Suárez-Burguet (2005) zahrnuli do specifikace proměnnou týkající se *infrastruktury* dovozní i vývozní země. Wilson, Mann, Otsuki (2003) rozšířili nezávisle proměnné o *efektivnost přístavu* vyjadřující kvalitu infrastruktury přístavů a letišť, *celní prostředí*, určenou pro měření přímých celních nákladů, transparentnost administrativy na celních a hraničních přechodech a *regulační prostředí* měřící ekonomický přístup k regulacím. V neposlední řadě zařadili do analýzy proměnnou *využití E-business* zastupující domácí infrastrukturu (tj. telekomunikace, finanční zprostředkovatelé, logistické firmy) a využití informací pro zlepšení ekonomické efektivity.

Pro lepší přehlednost byla vytvořena tabulka č. 3.2 obsahující nejčastější vysvětlující proměnné gravitačního modelu společně s předpoklady jejich působení. V tabulce je vycházeno z členění Nilssona (2000), přičemž bylo v rámci této disertační práce rozšířeno do nižších úrovní dle rešerší z citační literatury.

Tabulka č. 3.2 – Proměnné v gravitačním modelu a jejich předpoklady

Proměnná	Druh proměnné	Předpoklad působení	Proměnná	Druh proměnné	Předpoklad působení
<b>Nabídka exportní země</b>			<b>Poptávka dovozní země</b>		
HDP/HND vývozní země	kvantitativní	+	HDP/HND dovozní země	kvantitativní	+
HDP/HND na obyvatele vývozní z.	kvantitativní	– či +	HDP/HND na obyvatele dovozní z.	kvantitativní	– či +
Populace vývozní země	kvantitativní	– či +	Populace dovozní země	kvantitativní	– či +
<b>Faktory napomáhající či omezující obchod</b>					
<b>a) Geografické faktory ovlivňující náklady</b>			<b>d) Zahraniční obchodní politika</b>		
Vzdálenost	kvantitativní	–	Cla	kvantitativní	–
Sousedství, společná hranice	dummy	+	Celní preference	dummy	+
Vnitrozemská země	dummy/kvant.	–	<b>e) Kurzové riziko</b>		
<b>b) Historické vazby</b>			Směnný kurz (nominální, reálný)	kvantitativní	+
Společný jazyk	dummy	+	Index směnného kurzu	kvantitativní	+
Společné náboženství	dummy	+	Společná měna	dummy	+
Společná kolonie	dummy	+	Rezervy cizí měny dovozní země	kvantitativní	+
<b>c) Dohody</b>			<b>f) Ostatní</b>		
Uzavřené smlouvy, preferenční dohody	dummy	+	Rozsah zahraničních investic	kvantitativní	+
Obchodní preference	dummy	+	Inflace	kvantitativní	–
Členství v obchodních blocích	dummy	+	Politické riziko	dummy	–
			Kvalita infrastruktury	kvantitativní	+

Zdroj: vlastní zpracování, Bubáková (2013b)

Volba proměnných závisí vždy na objektech, které jsou analyzovány a na cíli samotné analýzy. Důležité je, aby v modelu nechyběly žádné relevantní proměnné, neboť by mohlo dojít ke specifikačnímu problému modelu.

## Gravitační modely a proměnná ceny

Nilsson (2000) zmiňuje, že ceny jsou z gravitačních modelů vyloučeny kvůli dlouhodobé povaze modelů, jelikož ve všeobecné rovnováze je nastavení cen endogenní a ceny balancují do momentu, kdy se poptávka vyrovná nabídce. Vyloučení cen ale neznamená, že by nebyly efektivní v alokaci zdrojů. U cen se předpokládá, že se rychle přizpůsobí. Předpokladem nabídky a poptávky je, že reagují dostatečně rychle na cenové změny a rychle vytvářejí tržní rovnováhu.

Anderson a van Wincoop (2003) naopak berou oproti Nilssonovi chybějící ceny v gravitačním modelu jako slabinu modelu. Ukázali, že tradiční gravitační rovnice založená na HDP, vzdálenosti, členství v RTA a dalších charakteristikách mezi zeměmi nemá žádný teoretický základ, protože nezahrnuje úlohu cen (tzv. multilaterální odpor). Obchod není závislý pouze na překážkách mezi dvěma zeměmi, ale i na multilaterálním odporu, kterému čelí partneři vůči zbytku světa. Autoři zahrnuli do gravitačního modelu multilaterální cenové resistantní podmínky (v originálu *multilateral (price) resistance terms*). Mnohostranné cenové relace jsou těžko měřitelné, proto využili pro odhad parametrů metodu nelineárních nejmenších čtverců. Problémem této studie je, že odhady byly provedeny na průřezových datech, a tudíž nebyla eliminována endogenita mezi proměnnými. Na daný problém upozornili Baier a Bergstrand (2007). Tito autoři aplikovali shodnou rovnici jako Anderson a van Wincoop (2003) pro bilaterální obchod v jednom ze svých modelů, ale namísto metody nelineárních nejmenších čtverců využili fixní efekty zemí pro kontrolu multilaterálních cenových složek. Model nazývají „*Theory-motivated cross-section gravity equations with country fixed effects*“. Zatímco fixní efekty země pomohly řešit endogenitu, která je způsobena cenami a dohodami o volném obchodu (FTA) mezi zeměmi, přesto analyzovaná proměnná FTA byla nestabilní. Odhadnutý model byl ve výsledku hodnocen jako nevyhovující. Mezi publikace využívající fixní efekty zemí pro odchyčení multilaterálních cenových relací lze jmenovat Eaton a Kortum (2002), Rose a van Wincoop (2001) či Redding a Venables (2004).

### 3.2.5 Typy dat používaných pro odhad gravitačních modelů

Jak uvádí Egger (2002), v období 90. let byly nejčastěji používána průřezová data (*cross-sectional data*), která jsou shromážděna za jednotlivé jednotky v konkrétním čase. Jednotkami (*cross-section units*), mohou být lidé, domácnosti, firmy či státy. Jejich celkový počet se označuje  $N$ . Mezi publikace využívající tento typ dat se řadí Wang a Winters (1991), Hamilton a Winters (1992), Brulhart a Kelly (1999) či Nilsson (2000). Do roku 2000 pouze někteří autoři využívali ekonometrické odhady panelových dat, jako např. Baldwin (1994), Gros a Gonciarz (1996) či samotný Egger (2000). Panelová data jsou kombinací průřezových dat a časových řad. Jednotlivé jednotky jsou sledovány v čase. Celkový počet jednotek se označuje  $N$  a počet časových období  $T$ . Kepaptsoglou, Karlaftis a Tsamboulas (2010) ve své publikaci shrnují, že minimálně od roku 2005 jsou nejčastěji používána panelová data. Při odhadech využili panelová data např. Egger a Pfaffermayr (2003), Sarker a Jayasinghe (2007), Grant a Lambert (2008), Stack (2009) či Stack a Pentecost (2011).

Autoři, jako Ghosh a Yamarik (2004), Baier a Bergstrand (2007) poukazují na vysokou nestabilitu výsledků získaných při odhadu na průřezových datech. Carrére (2006) uvádí, že odhad formulovaný na tradičních průřezových datech bez zahrnutí specifických faktorů zemí je chybně specifikován a následně poskytuje zaujaté výsledky při posuzování dopadů RTA na dvoustranný obchod. Baier a Bergstrand (2007) dále prokázali, že zkreslení výsledků je způsobeno endogenitou mezi smlouvami RTA a vybranými zeměmi, které byly analyzovány. Také Cheng a Wall (2005) upozorňují, že metody založené na odhadu průřezových dat vedou k neobjektivním výsledkům, jelikož nekontrolují heterogenitu obchodních vztahů. Mátyás (1997) poukazuje, že bilaterální obchodní toky jsou přirozeně reprezentovány třemi specifikacemi (třemi dimenzemi), jimiž jsou čas, specifika vývozce, specifika dovozce. Pominutí proměnné času při práci s průřezovými daty může vést k nekonzistentním výsledkům modelu, který je odhadován tradiční metodou nejmenších čtverců. Oproti tomu, jak uvádí Cheng a Tsai (2008), panelová data umožňují výzkumníkovi klasifikovat ekonomické efekty, které by nebylo možné zjistit na základě samostatných průřezových dat či časových řad. Egger a Pfaffermayr (2003) konstatují, že významnou předností panelových dat je snížení rizika získání zkreslených výsledků.



### 3.2.6 Kritické aspekty gravitačních modelů

Tato kapitola se věnuje kritickým aspektům gravitačních modelů, které je zapotřebí brát v úvahu při modelování. Při jejich neuvážení vzniká riziko zkreslených a zavádějících výsledků.

#### Problém endogenity

Baier a Bergstrand (2007) uvádějí, že problém endogenity se objevuje nejčastěji u průřezových dat. Proměnné na pravé straně rovnice mohou být korelovány s náhodnou složkou. Taková proměnná pak je ekonomicky považována za endogenní a odhady pomocí metody nejmenších čtverců nesplňují požadavek nestrannosti a nejsou konzistentní.

Na nebezpečí endogenity plynoucí z opomenuté relevantní proměnné upozornili např. Stack a Pentecost (2011). Daný problém je nazýván "*omitted variable bias problem*" a vzniká nejen při neúmyslném opomenutí proměnné, ale také při vynechání proměnné kvůli potížím či nemožnosti ji kvantifikovat. Příkladem endogenity, který uvádějí Baier a Bergstrand (2004, 2007), může být proměnná vyjadřující uzavření smlouvy o volném obchodu FTA. Dvě země mají větší tendenci uzavřít FTA smlouvu mezi sebou, čím větší je jejich HDP, čím jsou si geograficky blíže a čím více jsou vzdáleni od zbytku světa. Tyto proměnné jsou využívány v gravitační rovnici. Z tohoto důvodu nelze umělou proměnnou FTA považovat za exogenní. Kromě toho může být proměnná FTA korelována s náhodnou složkou. Příkladem mohou být politické bariéry, které redukuje mezinárodní obchod mezi zeměmi. Uvedené bariéry nejsou uvažovány v modelu (jsou obsaženy v náhodné složce modelu), ale mohou být korelovány s rozhodnutím, zda uzavřít FTA. Autoři odvozují, že koeficient odhadující vliv FTA bude ve výsledku podhodnocen, pokud endogenita není řešena. Pokud bude do modelu zahrnuta chybějící proměnná, problém endogenity zmizí. Problém endogenity při odhadech na průřezových datech lze řešit rozšířením gravitačních modelů o další relevantní proměnné (Stack, Pentecost, 2011). Wang, Wei a Liu (2010) navrhuje při existenci problému endogenity aplikovat metodu instrumentální proměnné ***Instrumental Variable (IV) method*** či zobecněnou momentovou metodu ***Generalised Method of Moments (GMM)***. Instrumentální metodu použil Trefler (1993), který prokázal, že při uvážení endogenity obchodních politik v modelu se důsledky těchto politik na dovozy do USA zvýší desetinásobně. Obdobně Lee a Swagel (1997) ukázal s využitím

odhadu instrumentální proměnné, že dřívější odhady dopadů obchodní liberalizace na obchod byly značně podhodnoceny díky problému endogenity. Baier a Bergstrand (2007) jsou ale toho názoru, že využití instrumentálních proměnných neřeší problém endogenity úplně. Další možností, jak obecně vyřešit problém endogenity, je využití panelových dat, fixních efektů či prvních diferencí (Baier a Bergstrand, 2007).

Kromě opomenutí proměnné může být endogenita způsobena simultánností vztahů. Příkladem může být HDP, který je potenciálně endogenní v modelu bilaterálních obchodních toků, poněvadž čistý export ovlivňuje jeho výši. Na daný problém upozornil již Frankel a Romer (1999). Jak ale uvádí Baier a Bergstrand (2007), existují věrohodné argumenty, proč endogenitu HDP ignorovat. Za prvé je HDP funkcí čistého mnohostranného vývozu, a tak je podíl vývozu jedné země na HDP nízký. Navíc vztah k hrubému exportu je mnohem méně přímý. Frankel (1997) ve své práci bral v úvahu endogenitu národních příjmů a využil instrumentální proměnné. Jeho výsledky svědčí o tom, že endogenita způsobuje jen malou změnu ve výsledcích (cituje Baier a Bergstrand 2007).

Pokud je endogenita způsobena simultánností vztahů, řešením je odhad pomocí simultánních rovnic. Tak učinili např. Martínez-Zarzoso a Suárez-Burguet (2005), kteří aplikovali tradiční dvojstupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) pro odhad simultánního vztahu mezi proměnnou obchodu a dopravních nákladů, čímž vyřešili problém endogenity.

### **Problém heterogenity**

Další diskutovanou otázkou v gravitačních modelech je heterogenita jednotek, tj. v případě mezinárodního obchodu rozdílnost zemí. Aiello, Cardamone, Agostino (2010) upozorňují, že opomenutí těchto faktorů činí odhady gravitačních rovnic zavádějící. Heterogenita může být způsobena pozorovatelnými i nepozorovatelnými faktory. Pokud pochází z pozorovatelných faktorů, jako je např. společný jazyk, společná hranice, náboženství apod., využívají se pro podchycení vlivu umělé nula-jedničkové proměnné (viz Nilsson, 2000; Martínez-Zarzoso, Suárez-Burguet, 2005). Nepozorované efekty lze podchytit pomocí fixních efektů (FE). Fixní efekty pro jednotlivé země odčerpávají heterogenitu a můžeme je nalézt již v publikaci Mátyáse (1997). Z pozdějších publikací lze do této kategorie publikací zařadit příspěvky autorů Zahniser a kol. (2002), Wilsona, Manna

a Otsukiho (2003) a další. Fixní efekty, případně náhodné efekty jsou nejčastěji používanou formou řešení heterogenity v gravitačních modelech. Více podrobně jsou rozebrány v kapitole 3.2.7 – *Odhadové techniky gravitačních modelů*.

### **Problém identifikace modelu**

Jednoduchá gravitační rovnice vysvětluje mnohé v rámci bilaterálních obchodních toků, je konzistentní s mnoha teoretickými modely obchodu a může být odvozena pro diferencované i homogenní zboží. Problém je, že alternativní teorie předpovídají nepatrné rozdíly v hodnotách klíčových parametrů v závislosti na tom, o jaké zboží se jedná a zda existují bariéry pro vstup na trh. Ve výsledku může být problematické identifikovat odhadnutý gravitační model a přiřadit jej ke konkrétnímu teoretickému modelu mezinárodní směny (Feenstra, Markusen, Rose, 2001). Na identifikační problém odhadovaného gravitačního modelu upozornili také Evenett a Keller (2002). Autoři zmiňují, že nízká produkce je úplně specializovaná z důvodu specifických podmínek oblastí a do té doby, než bude v mezinárodním obchodě produkce úplně specializovaná napříč zeměmi, Heckscherův-Ohlinův model a model diferencovaných produktů budou stejně pravděpodobné při odhadu gravitačního modelu.

Po těchto zjištěních se zájem zaměřil na identifikaci základních obchodních modelů gravitačního odhadu. Sohn (2005) navrhuje, jak identifikovat model pomocí parametru proměnné, která se pohybuje od 0 (dokonale konkurenční obchodní struktura mezi zemí  $i$  a  $j$ ) do 1 (dokonale doplňková obchodní struktura). Odhad parametru (označeno  $\beta$ ) umožňuje rozlišit tři struktury: Heckscherův-Ohlinův obchodní model s dominantním meziodvětvovou směnou ( $\beta > 0$ ), rostoucí výnosy z rozsahu s dominantní vnitro-odvětvovou směnou ( $\beta_{TCI} < 0$ ) a nejednoznačný model ( $\beta = 0$ ).

### **Správná specifikace modelu**

Základním předpokladem nezkreslených objektivních odhadů je správná specifikace modelu, tj. v modelu nejsou opomenuty podstatné proměnné a nejsou v něm zahrnuty irelevantní proměnné. Pokud je model špatně specifikován, mohou se objevit problémy endogenity, heterogenity či další. Jednou z možností zamezení specifikačnímu problému je zahrnutí více proměnných do modelu. Následně se proměnné testují, ať už na jednoduchou významnost v modelu, či pomocí specifikačních testů, jako jsou například F-test, LR test či

Wald test ověřující, zda model s omezením (s restrikcemi) je lepší než model neomezený. Tento postup lze spatřit například v publikaci Gopinatha a Echeverria (2004). Mezi autory, kteří demonstrovali, jak jsou výsledky citlivé na specifikaci gravitačního modelu, lze jmenovat Mátyáse (1998), Eggera a Pfaffermayra (2003), Ghosheho a Yamarika (2004), Chenga a Walla (2005) či Stacka (2009). Autoři jako řešení nabízí využití panelových dat. Někteří ale považují jádro problému v nestacionaritě analyzovaných dat.

### 3.2.7 Odhadové techniky gravitačních modelů

Pro odhad a verifikaci gravitačních modelů se využívají statistické a ekonometrické metody. Ekonometrické přístupy modelování obchodního toku se zaměřují na specifikaci gravitačního modelu. Výběr vhodné odhadovací techniky ovlivňuje výslednou interpretaci parametrů gravitačních modelů. V současné době se nejčastěji pro odhad využívají panelová data. Jelikož bude tento typ dat použit v rámci aplikace modelu, jsou zde zmíněné odhadové techniky zaměřeny na odhad panelových dat.

#### Členění panelových dat, jejich modelů a odhadových technik

Panelová data se skládají z  $N$  jednotek, které jsou sledovány v  $T$  časových obdobích. Typy panelových dat lze rozčlenit do tří skupin (Kennedy, 2003, citují Hill, Griffiths, Lim, 2008):

- *dlouhá a úzká* – větší množství pozorování v čase, relativně málo průřezových jednotek, tj.  $T > N$ .
- *krátká a široká* – větší počet průřezových jednotek, tj.  $N > T$
- *dlouhá a široká* – velké  $N$  i  $T$ .

Dále se panelová data člení na *vyvážená (balanced)* a *nevyvážená (unbalanced)* panelová data. V prvním případě jsou dostupné všechny jednotky ve všech obdobích. V druhém případě nemají všechny jednotky shodný počet období či došlo k porušení kontinuity sledování objektů (Hill, Griffiths, Lim, 2008).

Modely panelových dat lze rozčlenit na statické a dynamické modely. Mezi statické modely, které jsou nejčastěji využívány, patří:

- a) **Pooled-Cross-Section model (PCS)** - model sdružených průřezových regresí,
- b) **Seemingly Unrelated Regressions (SUR)** – model zdánlivě nesouvisejících regresí,
- c) **Fixed Effects model (FE)** - model s fixními efekty,

d) **Random Effects model (RE)** - model s náhodnými efekty.

V rámci dynamických modelů jsou do modelu zahrnuty navíc zpožděné endogenní proměnné a používají se odhadové techniky:

- i) **Maximum Likelihood estimator (MLE)** - odhad metodou maximální věrohodnosti,
- ii) **Generalized Least-Squares estimator (GLS)** - zobecněná metoda nejmenších čtverců,
- iii) **Instrumental-Variable estimator (IV)** - odhad instrumentální proměnné,
- iv) **Generalised Method of Moments (GMM)** - zobecněná momentová metoda.

Následující podkapitoly jsou zaměřeny na popis základních technik a specifikací gravitačních rovnic v rámci statických modelů.

### Statické modely bez fixních či náhodných efektů

Nejobecnější model panelových dat je formulován jako:

$$Y_{ijt} = \beta_{0ijt} + \beta'_{it} X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (5)$$

kde  $Y_{ijt}$  je endogenní proměnná, např. vývoz ze země  $i$  do země  $j$  v čase  $t$ ,  $X_{ijt}$  je  $1 \times k$  rozměrný vektor vysvětlujících proměnných.  $\beta_{0it}$  zastupuje konstantu a  $\beta'_{it}$  je sloupcový vektor parametrů  $\beta_{1it}$  až  $\beta_{kit}$ , které kvantifikují vztahy mezi proměnnými. Ve vztahu (5) se každý parametr může měnit pro každou jednotku i čas. Tento model avšak nelze aplikovat, neboť nelze odhadnout  $k \times N \times T$  parametrů s  $N \times T$  počtem pozorování. Pro uskutečnění odhadu je zapotřebí učinit restrikce modelu. Dané restrikce jsou voleny dle skutečnosti, jaký typ panelových dat je dostupný a jaké subjekty jsou zkoumány. U restrikcí se parametry mohou měnit buďto v rámci průřezových jednotek anebo v rámci času (Hill, Griffiths, Lim, 2008). Jednotlivé restrikce jsou uvedeny v následujících odstavcích a jsou vztaženy k zápisu modelu (5).

Jednou z využívaných formulací je **Pooled cross-section model (PCS)**, v literatuře označován také jako **Pooled OLS (POLS)** neboli model sdružených průřezových regresí:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}. \quad (6)$$

Model (6) je na rozdíl od specifikace (5) možné odhadnout. U náhodné složky  $\varepsilon_{ijt}$  jsou předpokládány tradiční předpoklady, tj. i.i.d.  $(0, \sigma^2_{\varepsilon_{ijt}})$  (Cheng, Tsai, 2008). V daném

modelu (6) jsou parametry fixní pro všechna období i pro jednotlivé průřezové jednotky, tj. je pracováno se všemi jednotkami v rámci jedné rovnice. Model je odhadován metodou nejmenších čtverců. V rámci specifikace (6) je uvalen nejsilnější předpoklad, který lze v rámci panelových dat učinit (Cheng, Tsai, 2008).

Flexibilnější model vychází z předpokladu odlišnosti parametrů v rámci jednotlivých obdobích avšak shodnosti vlivů pro průřezové jednotky. Jedná se o restrikcí  $\beta_{ijt} = \beta_t$  ve flexibilním modelu (5). Daný model je označován Chengem a Wallem (2005) jako **Single-year cross-section (SCS) model** („Jednoletý průřezový model“). Odhad modelu je proveden pro průřezové jednotky pro každé období zvlášť.

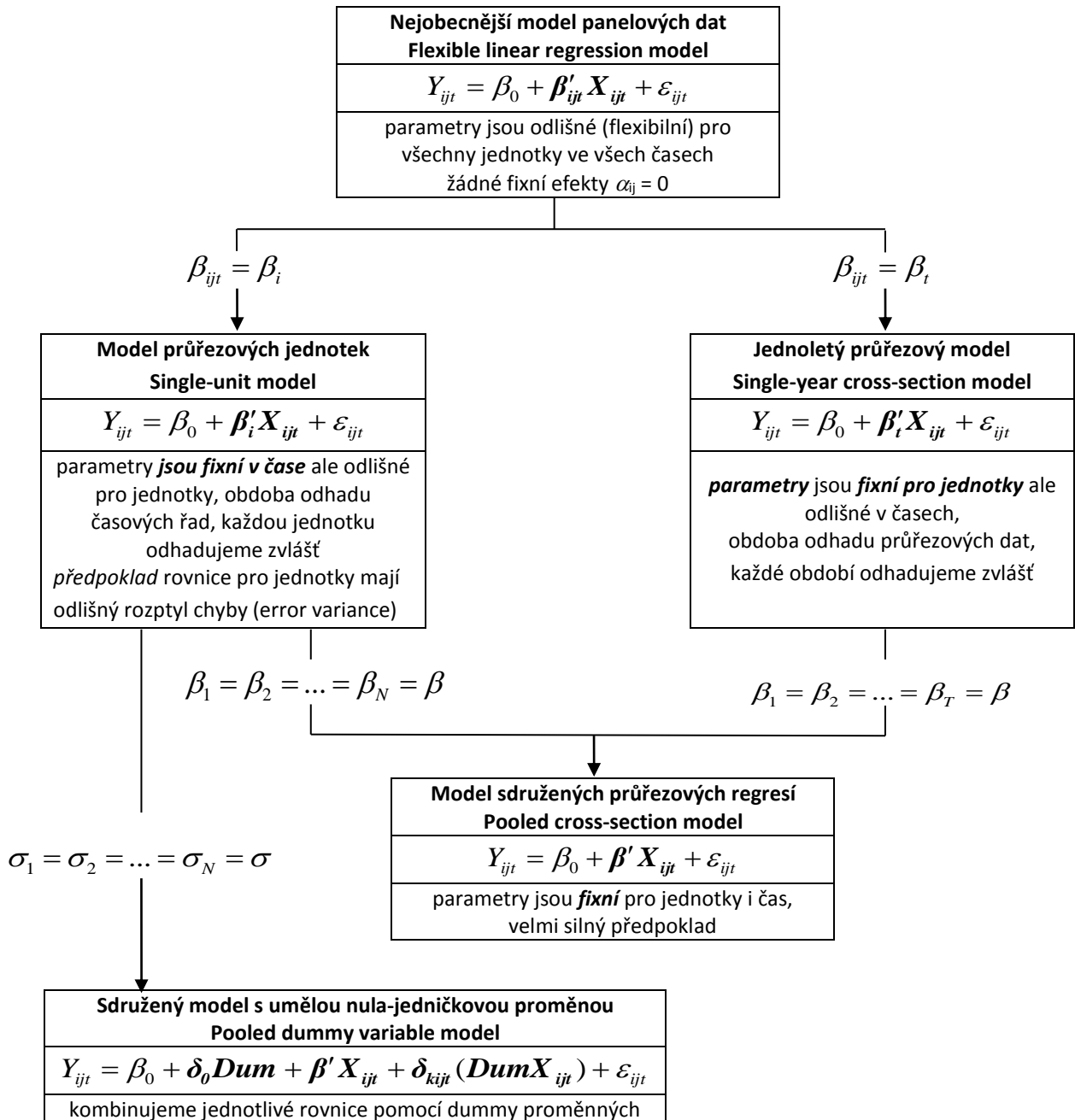
Pokud je předpokládáno, že parametry se liší v rámci průřezových jednotek, ale jsou fixní v čase, tj.  $\beta_{ijt} = \beta_i$ , průřezové jednotky jsou odhadovány zvlášť na základě časových řad. Model je v označen jako **Single-unit (SUM) model** („Model průřezových jednotek“).

SUM model předpokládá, že rovnice mají odlišný rozptyl chyby ( $\sigma_i$ ). Pokud tomu tak není, vhodnějším modelem je tzv. **Pooled dummy variable (PDV) model** („Sdružený model dummy proměnné“), ve kterém je využívána společná regrese obdobně jako u modelu sdružených průřezových regresí (PCS). V daném PDV modelu dummy proměnné podchycují rozdíly mezi proměnnými.

Všechny dosud jmenované modely se odhadují pomocí tradiční metody nejmenších čtverců. Pokud ovšem je využit PDV model a není splněn předpoklad shodnosti rozptylu chyb (tj. rezidua nejsou shodná pro průřezové jednotky), poté se v modelu objeví heteroskedasticita. Pro vyřešení tohoto problému se využívá soustava zdánlivě nesouvisejících regresí neboli **Seemingly Unrelated Regressions (SUR)**, která je odhadnuta metodou zobecněných nejmenších čtverců neboli **Generalized Least Squares (GLS)**. Při odhadu společné rovnice je počítáno s možností, že rozptyl je odlišný a v potaz je také brán předpoklad kovariance reziduí jednotlivých průřezových jednotek. Metoda SUR se ale nehodí pro panelová data, které jsou typu krátké a široké (tj. velké množství průřezových jednotek s krátkými časovými řadami), ale je vhodná pro typ dat dlouhá a úzká (Hill, Griffiths, Lim, 2008).

Pro lepší přehlednost bylo vytvořeno následující schéma č. 3.1, které obsahuje ekonometrické modely panelových dat, restrikcí modelu a vyjadřuje vztahy mezi nimi.

Schéma č. 3.1 – Modely bez fixních či náhodných efektů



*Zdroj:* vlastní zpracování dle Cheng a Wall (2005), Hill, Griffiths, Lim (2008), Cheng a Tsai (2008)

PCS specifikaci použili McCallum (1995), Rose (2000). Jak ale prokázal Cheng a Wall (2005), odhady PCS ignorují heterogenitu zemí, což může vést ke zkresleným výsledkům. Heterogenitu zemí lze zahrnout do modelu aplikací fixních, resp. náhodných efektů.

## Modely fixních efektů

Tradiční model fixních efektů (Hill, Griffiths, Lim, 2008) obsahuje kromě konstanty společné pro všechny země ve všech obdobích také konstanty pro jednotlivé země, které vyjadřují úrovně rozdíly mezi zeměmi. Díky individuálním konstantám je podchycována heterogenita v rámci gravitačního modelu. Přítomnost fixních efektů lze otestovat na základě F-testu o vzájemné rovnosti individuálních konstant a tím porovnat, zda je model s fixními efekty skutečně lepší než model sdružených průřezových regresí. V rámci testové statistiky je porovnáván model fixních efektů (FE) s modelem sdružených průřezových regresí (PCS). Testové kritérium je spočteno na základě vztahu (Greene, 2007):

$$F = \frac{\frac{R_{FE}^2 - R_{PCS}^2}{n-1}}{\frac{1 - R_{FE}^2}{nT - n - k}} \quad F \sim F[n-1, nT - n - k], \quad (7)$$

kde  $n$  je počet průřezových jednotek v regresi,  $T$  je počet období a  $k$  je počet vysvětlujících proměnných v modelu PCS mimo konstantu. V rámci testu je testována nulová hypotéza o nulovosti individuálních efektů v modelu. V případě zamítnutí nulové hypotézy je prokázána významnost individuálních efektů v modelu fixních efektů.

Model fixních efektů lze zapsat ve tvaru:

$$Y_{ijt} = \beta_{0i} + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (8)$$

nebo také jako:

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (9)$$

kde  $\alpha_0$  zastupuje tu část konstanty, která je společná všem zemím ve všech obdobích a  $\alpha_i$  je odhadovaný specifický efekt dané země, která je analyzována. Uvedená specifikace je taktéž nazývána jako *one-way FE* („jednosměrný fixní efekt“)

Model (8) resp. (9) je možné odhadnout přímým zahrnutím umělých (dummy) proměnných pro jednotlivé země a aplikací tradiční metody nejmenších čtverců. Uvedený postup odhadu je v literatuře nazývána jako *Least squares dummy variable estimator/model* (LSDV). Nevýhodou daného odhadu je nutnost zahrnutí  $N - 1$  umělých proměnných a možnost k nadměrného nárůstu odhadovaných parametrů. Z tohoto důvodu lze LSDV odhad aplikovat, pokud je počet jednotek v souboru malý. Druhou možností poskytující shodné výsledky je metoda odhadu fixních efektů (*Fixed effects estimator*,



**FE**). Odhad je proveden na transformovaných datech, u kterých je od pozorování odečten průměr hodnot. Příkladem transformace proměnné  $Y_{ijt}$  je proměnná  $\tilde{Y}_{ijt} = Y_{ijt} - \bar{y}_{ij}$ , kde  $\bar{y}_{ij}$  je prostý průměr dané proměnné. Odhad pomocí této transformace lze aplikovat i na velké množství průřezových jednotek.

Individuální fixní efekty mohou být specifikovány různými způsoby. Do modelu lze např. zařadit *efekt času*  $\alpha_t$  neboli:

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_i + \alpha_t + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}. \quad (10)$$

Daná specifikace je označována jako *two-way FE* („*dvousměrný fixní efekt*“).

Další možností je zahrnutí efektu pro dvojici zemí (*country-pair effects*) namísto efektu pro jednotlivé země. Model je definován jako (Cheng, Wall, 2005):

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_{ij} + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (11)$$

kde  $\alpha_{ij}$  je specifický efekt pro dvojici zemí (zpravidla pro vývozní a dovozní zemi). Cheng a Wall (2005) danou specifikaci (11) označují taktéž jako *two-way FE* model, ve kterém je předpokládána korelace mezi  $\alpha_{ij}$  a nezávislými proměnnými. Danou specifikaci doporučují taktéž Egger a Pfaffermayr (2003). Autoři uvádějí, že pokud je daná interakce významná, neměla by být v modelech ignorována. Výhodou této specifikace je, že odčerpává veškerou heterogenitu zemí vyplývající jak z pozorovatelných tak nepozorovatelných proměnných. Její nevýhodou je, že nelze číselně vyjádřit efekty fixních proměnných mezi zeměmi jako je např. vzdálenost, společný jazyk, společná hranice atd. Pro odhad tohoto modelu se využívá metoda LSDV.

V obecnější verzi modelu (11) je předpokládáno že  $\alpha_{ij} \neq \alpha_{ji}$ , tj. záleží na směru obchodního toku mezi zeměmi (Fidrmuc, 2009). Pokud se předpokládá, že  $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ , tj. nezáleží na směru obchodního toku mezi zeměmi, poté lze upravit  $\alpha_{ij}$  na  $\alpha_i + \alpha_j$ . Pokud je efekt pro dvojici zemí  $\alpha_{ij}$  rozdělen na dva efekty, efekt vývozce a dovozce, je získán model, který navrhl Mátyás (1997):

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \alpha_j + \beta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (12)$$

kde  $\alpha_t$  je *efekt času*,  $\alpha_i$  je *efekt vývozce* a  $\alpha_j$  je *efekt dovozce*. Model je označován jako *three-way fixed effects model* („*třisměrný model fixních efektů*“). Specifikace (12) lze nalézt v publikaci Eggera (2000). Cheng a Wall (2005) a Zahniser a kol. (2002) uvádějí, že

u *two-way* a *three-way* FE modelu lze vyloučit z modelu proměnné společného jazyka, hranice a vzdálenosti, neboť tyto proměnné jsou fixní v čase i v rámci párů zemí. Navíc zahrnutí interakce mezi vývozcem a dovozcem ve formě fixního efektu je více obecné a podchycuje heterogenitu jak pozorovatelnou, tak nepozorovatelnou.

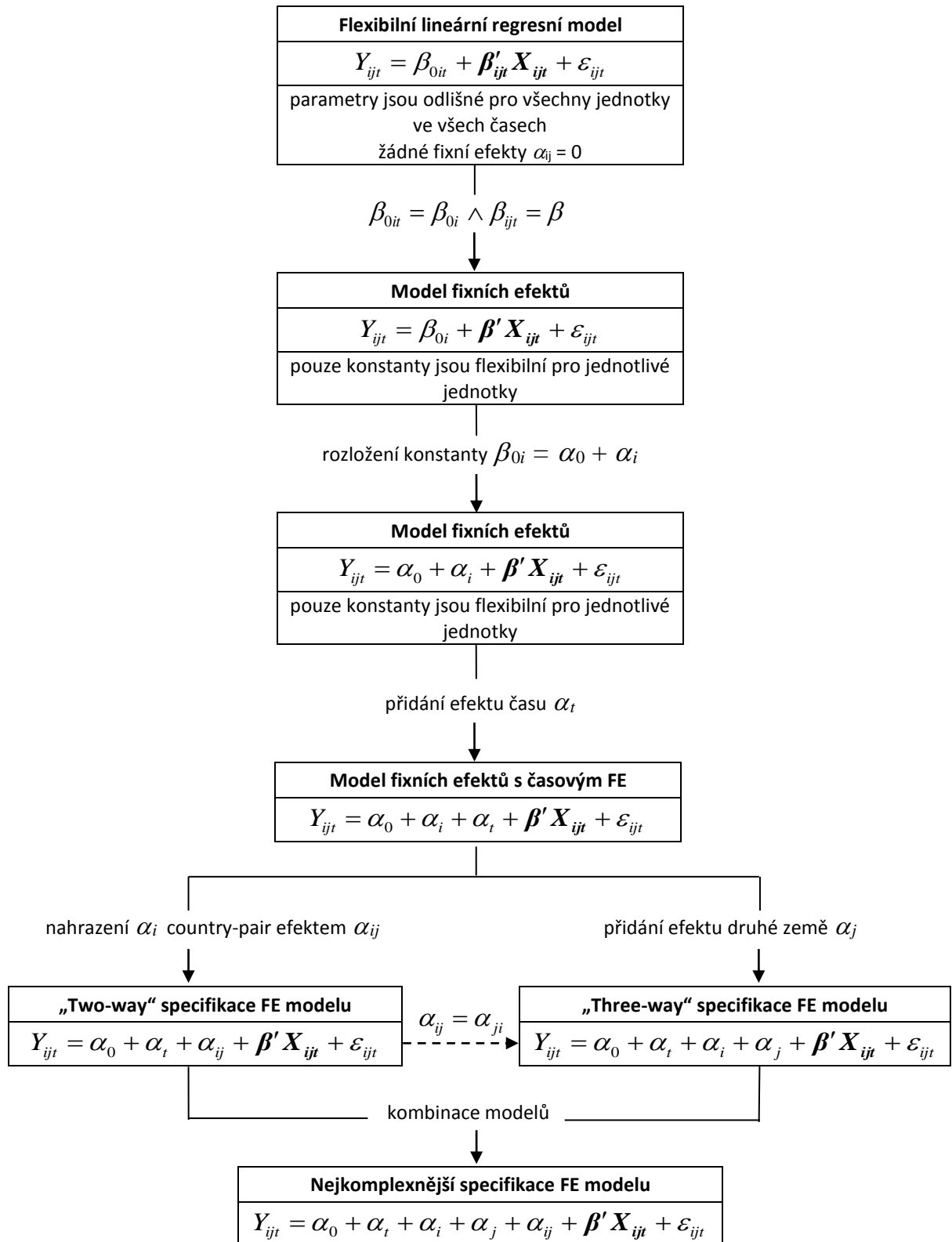
Egger a Pfaffermayer (2003) zkombinovali specifikace (11) a (12) a definovali model ve tvaru:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta' X_{ijt} + \alpha_i + \gamma_j + \lambda_t + \delta_{ij} + u_{ijt} \quad (13)$$

kde  $X_{ijt}$  představuje vysvětlující proměnné v modelu,  $\beta_0$  reprezentuje konstantu odhadnutou pomocí jednotkového vektoru,  $\alpha_i$  je efekt země  $i$ ,  $\gamma_j$  je efekt země  $j$ ,  $\lambda_t$  je efekt času,  $\delta_{ij}$  je efekt interakce mezi zeměmi  $i$  a  $j$  neboli efekt páru zemí a  $u_{ijt}$  zastupuje náhodnou složku modelu.

Z hlediska interpretace konstanta  $\alpha_0$  resp.  $\beta_0$  v modelech (9) až (13) odhaduje efekty, které jsou společné pro všechny páry zemí ve všech obdobích (Carrère, 2006). *Efekty vývozce*  $\alpha_i$  a *efekty dovozce*  $\alpha_j$  resp.  $\gamma_j$  kontrolují všechny časově neměnné charakteristiky a specifika zemí. Příkladem mohou být rozdíly v kvalitě zboží, politika dané země atd. Dané fixní efekty podchycují obecnou tendenci/sklon vyvážet ze země či dovážet do země s ohledem na partnerské země zahrnuté do modelu. Časově neměnný *efekt vývozní země* ukazuje, jak je země efektivní ve vývozu v porovnání s ostatními zeměmi. Časově neměnný *efekt dovozní země* indikuje otevřenost země k obchodu. Uvedené efekty eliminují zkreslení způsobené opomenutím proměnných, které jsou spojeny s nepozorovatelnou časově neměnnou heterogenitou vývozní a dovozní země (Mátyás, 1997; Egger, 2000; Egger a Pfaffermayer, 2003). *Efekt času*  $\alpha_t$  či  $\lambda_t$  představuje tu část konstanty, která je společná pro všechny země, ale je odlišná v jednotlivých obdobích. Podchycuje cyklické vlivy ekonomiky a změny, které jsou společně sdíleny všemi zeměmi zahrnutými v modelu, příkladem mohou být ceny ropy, proces globalizace atd. (Mátyás, 1997, Egger, Pfaffermayer, 2003; Carrère 2006; Wang, Wei, Liu, 2010). *Efekt páru zemí*  $\alpha_{ij}$  či  $\delta_{ij}$  pokrývá všechny časově neměnné faktory zahrnující dopravní náklady (vzdálenost), geografické umístění (odlehlost) a další časově neměnné neměřitelné charakteristiky (Cheng, Wall, 2005; Cheng, Tsai, 2008; Fidrmuc, 2009). Pro přehlednost bylo vytvořeno schéma č. 3.2 zobrazující zmíněné specifikace modelů fixních efektů.

Schéma č. 3.2 – Přehled modelů s fixními efekty



**Zdroj:** vlastní zpracování (2012) dle Egger a Pfaffermayr (2003), Cheng a Wall (2005), Hill, Griffiths, Lim (2008), Cheng a Tsai (2008)

S ohledem na zmíněné FE specifikace, Carrère (2006) upozorňuje, že model se třemi specifickými efekty (*three-way specification*), tj. efekty vývoze, dovoze a času, je pouze omezenou verzí obecnějšího modelu, který umožňuje různorodost (heterogenitu) páru zemí. Egger, Pfaffermayr (2004) a Cheng, Wall (2005) argumentují, že pro získání efektivních odhadů je zapotřebí do modelu zahrnout efekty pro páry zemí namísto využití jednotlivých efektů pro každou zemi zvlášť. Egger a Pfaffermayr (2003) uvádějí, že model s efektem pro pár zemí je lepší než model s hlavními vlivy (HDP, populace, atd.) a pouhou selekcí časově neměnných proměnných (vzdálenost, společný jazyk atd.). Nevýhodou dané specifikace je, že zahrnutí bilaterálních efektů zamezuje přímému odhadu časově neměnných proměnných. Záleží tedy, jaké koeficienty jsou pro analýzu podstatné. Je časté, že autoři prací odhadují modely s různými specifikacemi fixních efektů. Příkladem může být publikace Stacka (2009), který aplikoval čtyři typy modelů s fixními efekty.

### Modely náhodných efektů

Pokud specifický efekt jednotky není fixní v čase, vhodnějším modelem je model náhodných efektů (*Random Effect (RE) model*). Hill, Griffiths a Lim (2008) uvádí, že v RE modelu jsou individuální efekty odhadovány konstantami, ale zároveň je bráno v úvahu, že jednotky v souboru byly sebrány na základě náhodného výběru, a proto je lepší s nimi zacházet jako s náhodnými. Náhodná složka gravitačního panelového modelu se skládá z části dané náhodnou chybou (*error*) a částí, která reprezentuje náhodný efekt (*random effect*). Zda zvolit v analýze fixní či náhodné efekty závisí na účelu analýzy, vzorku zemí, vlastnostech dat a teoretickém modelu (Egger, Pfaffermayer, 2003). Pro rozhodnutí, který model je vhodnější pro daná data, je možné využít Hausmanův test (Hausman, 1978). Testová statistika Hausmanova testu je definována jako (Hill, Griffiths, Lim, 2008) :

$$t = \frac{b_{FE,k} - b_{RE,k}}{\left[se(b_{FE,k})^2 - se(b_{RE,k})^2\right]^{1/2}}, \quad (14)$$

kde  $b_{FE,k}$ , resp.  $b_{RE,k}$  jsou odhadnuté parametry modelu FE, resp. RE. Jmenovatel t-statistiky obsahuje rozdíl odhadnutého rozptylu modelu FE a odhadnutého rozptylu modelu RE. Zamítnutí nulové hypotézy Hausmanova testu potvrzuje existenci rozdílu parametrů mezi modelem fixních a náhodných efektů, individuální efekt je korelován s regresory a pro odhad by měl být využit model fixních efektů, jenž konverguje

k reálnému parametru. V případě nezamítnutí nulové hypotézy je adekvátním modelem specifikace náhodných efektů, jež bude dosahovat menšího rozptylu oproti modelu fixních efektů. RE modely aplikovali např. Egger (2002) či Carrére (2006). Z hlediska aplikace modelu FE a RE v rámci gravitačních rovnic je častější model FE.

### **3.2.8 Přehled řešené problematiky ke gravitačním modelům**

#### **Gravitační modely ve vědeckých časopisech 21. století**

Tato kapitola se zaměřuje na publikace vytvořené ve 21. století a obsahuje vybrané publikace z časopisů s nenulovým impakt faktorem. Pro lepší přehlednost a možnost porovnání byl obsah publikací sepsán do tabulky č. 3.3. Vybrané publikace jsou seřazeny dle *data publikování*. V tabulce jsou dále uvedena *jména autorů*, *cíl práce*, *použitá data*, *využitá závislé a nezávislé proměnné* pro odhad gravitačního modelu včetně *odhadové techniky* a *hlavních závěrů* daných publikací. Tabulka obsahuje 15 publikací, které byly vybrány jako relevantní k danému tématu.

Tabulka č. 3.3 – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2001 Baier, Bergstrand	Zhodnocení relativních účinků redukce dopravních nákladů, liberalizace cel, růst a sbližování příjmů na růst světového obchodu v období po 2. světové válce.	16 OECD zemí průměr let 1958–1960 průměr let 1986–1988	<b>Reálný bilaterální obchodní tok</b> z vývozní země <i>i</i> do dovozní země <i>j</i>	Nominální obchodní tok, průměrné reálné HDP, HDP vývozní a dovozní země, produkt reálného podílu HDP, relativní cenová hladina, hrubý c.i.f./f.o.b faktor, hrubá celní sazba.	OLS  Diferencovaný logaritmický model	Růst světového obchodu je v průměru vysvětlen z 67 % růstem příjmů, z 25 % redukcí cel, z 8 % poklesem dopravních nákladů.  Sbližování příjmů nemá prakticky žádný efekt.
2002 Egger	Poskytnout náhled na správnou volbu odhadové techniky a nalézt problémy spojené s projekcí ve vzorku při zkoumání obchodních možností.	Země OECD a 10 zemí střední a východní Evropy  Panelová data 1986-1997	<b>Export zemí OECD</b>	Bilaterální součet HDP, směnný kurz, rozdíl v relativním faktoru dotací, vzdálenost mezi hl. městy zemí, podobnost velikosti zemí, čtyři proměnné odrážející svobodu země: životaschopnost smluv vývozce/ dovozce, právní řád vývozce/dovozce, společná hranice, společný jazyk <i>Fixní efekty</i> : časově-neměnné efekty	<i>Fixed effects (FE) model</i>  <i>Random effects (RE) model</i>  <i>Hausman and Taylor (HT) model</i>  Logaritmická transformace	Odhady gravitačních modelů na průřezových datech jsou nevhodné, pokud se data mění v čase. Rozhodnutí, zda považovat obchod za fixní či náhodný závisí na konzistenci RE modelu a na tom, zda máme zájem měřit časově neměnné efekty. Autor doporučuje HT model. Pokud není konzistentní, navrhuje použít FE model. Projekce ve vzorku ( <i>in-sample projection</i> ) je nevhodná pro předpovídání obchodních toků. Předpovědi na základě projekce mimo vzorek ( <i>out-of-sample projection</i> ) mají smysl v prvotních fázích transformačního procesu. Velké rozdíly mezi skutečnou a teoretickou hodnotou by neměly být interpretovány jako nevyužitý obchodní potenciál, ale měly by být považovány za indikátor špatné specifikace modelu.
2003 Egger, Pfaffermayr	Demonstrovat, že three-way panelové nastavení je pouze omezenou verzí svého více obecného protějšku, který navíc obsahuje dvoustranné interakční účinky.	11 APEC zemí  Podélná (longitudinal) panelová data Nevyvážený panel  1982-1998	<b>Bilaterální export</b>	HDP vývozce, HDP dovozce, populace vývozce, populace dovozce, rezervy cizí měny dovozní země, index směnného kurzu. Dále vzdálenost (V), společná hranice (H) a jazyk (J).  <i>Fixní efekty</i> vývozce, dovozce, času, páru zemí	<b>4 modely:</b> 1) Two-way model 2) Three-way model 3) Model s FE s V, H, J. 4) Průřezové OLS zahrnující V, H, J.  Logaritmická transformace	Koeficienty populace svědčí o krátkodobém pozitivním vlivu na růst populace, ale o negativním dlouhodobém dopadu na dvoustranné obchodní objemy. Parametr proměnné rezervy cizí měny dovozní země má pozitivní znaménko. Nejistota směnného kurzu působí negativně na obchodní toky.  Z hlediska krátkodobých faktorů dvoustranných obchodních toků, lepší specifikace obsahuje čas i country-pair efekty, které lépe zahrnuje two-way model než three-way model. Interakce mezi zeměmi tvoří ve two-way modelu velkou část variace.

Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2005 Cheng, Wall	Porovnat různé specifikace gravitačního modelu obchodu, mezi něž je zařazen i model s fixními efekty bilaterálních párů zemí pro kontrolu heterogenity.  Ukázat, že ateoretické (atheoretical) restriktce nejsou statisticky podporovány.	29 zemí (797 obchodních párů)  Panelová data Vyvážený panel  Roky: 1982, 1987, 1992, 1997	<b>Export</b> ze země $i$ do země $j$ v čase $t$  $i \dots$ vývozce $j \dots$ dovozce	HDPI, HDPj, populace země $i$ , populace země $j$ , vzdálenost, společná hranice, společný jazyk  Dummy proměnné pro regionální integraci: Evropský obchodní blok, blok Severní Ameriky, blok Jižní Ameriky (MERCOSUR), dohoda CER mezi Austrálií a Novým Zélandem, FTA mezi Izraelem a USA.  Fixní efekty – různé specifikace	OLS: <i>Pooled-cross-section (PCS) model</i>  LSDV: <i>Fixed-effects (FE) model</i>  <i>Symmetric fixed-effects (SFE) model</i>  <i>Fixed-effects model with unique value for direction of trade (XFE)</i> by Mátyás (1997)  <i>First-differenced model (DFE)</i>  Logar. transformace	Výsledky PCS a FE modelu jsou výrazně odlišné, když jsou v modelu dummy proměnné pro odhad obchodních bloků (přesto, že zahrnutí těchto proměnných nemá statisticky významný vliv na vývoz).  Standardní PCS model obchodu trpí vychýlením díky opomenutým proměnným či jejich chybné specifikaci. Tento problém je eliminován použitím two-way FE modelu. Alternativní FE modely, jmenovitě SFE, XFE a DFE jsou speciálními případy modelu FE. Restriktce, nutné pro získání těchto modelů, nejsou statisticky podpořeny. FE model s fixními efekty párů zemí je statisticky preferován před ostatními variantami.  Odhady ukazují, že dopady integrace na obchod se mohou hodně lišit v jednotlivých specifikacích.
2005 Martínez-Zarzoso, Suárez-Burguet	Zjistit vztah mezi obchodními toky a dopravními náklady.  Prozkoumat endogenitu dopravních nákladů.  Ohodnotit relativní důležitost různých determinantů mezinárodního obchodu.	5 zemí latinskoamerických a 12 zemí EU  Desagregovaná data = jednotlivé sektory dle SITC klasifikace  1998	<i>1. rovnice:</i> <b>Dopravní náklady</b>  <i>2. rovnice:</i> <b>Bilaterální import</b>  <i>dovozce</i> latinskoamerické země  <i>vývozce:</i> země EU	<i>1. rovnice:</i> Poměr hmotnost-hodnota, vzdálenost, velikost importu mezi zeměmi, kvalita infrastruktury dovozní a vývozní země, vnitrozemská země, společný jazyk, efektivnost přístavů, efekt specifického produktu  <i>2. rovnice:</i> HDPI, HDPj, HDPI na obyvatele, HDPj na obyvatele, dopravní náklady, další dummy proměnné viz 1. rovnice	<i>Pouze 1. rovnice:</i> POLS neboli PCS  <i>Simultánní odhad dopravních nákladů a bil. obchodu:</i> TOLS (DMNČ)  Logaritmická transformace	Proměnné obchodu a dopravních nákladů mají mezi sebou simultánní vztah.  Kvalita infrastruktury je významným faktorem, ovlivňující dopravní náklady a její zahrnutí do modelu zlepšuje vlastnosti regrese. Zlepšení infrastruktury latinskoamerických zemí by vedlo k růstu objemu obchodů. Naopak vyšší objem obchodu snižuje dopravní náklady. Úspory z rozsahu jsou relevantní proměnnou určující velikost dopravních nákladů. Fakt, že země je vnitrozemská odrazuje obchod, zatímco shodný jazyk má na mezinárodní obchod pozitivní efekt.  Odhadnutý efekt dopravních nákladů na obchod je vyšší oproti předchozím studiím, neboť jiné bariéry, jako jsou cla, kvóty, byly zredukovány v poslední dekádě. Dopravní náklady hrají v současnosti nejvýznamnější roli. Zvýšení konkurenceschopnosti lze dosáhnout redukcí dopravních nákladů.

Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2006 Carrère	<p>Posoudit regionální obchodní dohody (RTA) s využitím gravitačního modelu.</p> <p>Ukázat, že predikce dopadů RTA z hlediska jsou velmi rozdílné dle toho, zda jsou využita průřezová data či panelová, která kontrolují nepozorovatelné charakteristiky každého páru zemí.</p>	<p>130 zemí</p> <p>Panelová data 1962 – 1996</p> <p>Verze odhadu pro průřezová data i panelová data</p>	<p><b>Agregovaný celkový bilaterální import</b> země <math>i</math> ze země <math>j</math></p> <p>země <math>i</math> ... dovozní země <math>j</math> ... vývozní</p>	<p>HDP země <math>i</math>, a země <math>j</math>, populace země <math>i</math>, vzdálenost mezi zeměmi, společná hranice, vnitrozemská země, úroveň infrastruktury dovozní a vývozní země, mnohostranný obchodní odpor dovozní a vývozní země (nazývaný <i>odlehlost</i>)</p> <p><i>Panel data efekty:</i> specifické efekty času, specifické efekty pro každý pár zemí</p>	<p>Specifikace odvozená Baierem a Bergstrandem (2002) s některými vlastními modifikacemi.</p> <p>RE model</p> <p>Odhad instrumentální proměnné navrhnuty Hausmanem a Taylorem (1981)</p> <p>Log. transformace</p>	<p>Oproti výsledkům dřívějších studií odhady ukazují, že regionální dohody přinesly významný nárůst obchodu mezi členskými státy, často na úkor zbytku světa.</p> <p>Odhady na panelových datech poskytují více věrohodné odhady průměrných efektů RTA ve srovnání s průřezovými daty. Při hodnocení účinnosti RTA dohod by měla být pozornost věnována především správné specifikaci modelu.</p> <p>Panelový odhad se specifickými bilaterálními náhodnými efekty se ukázal opodstatněný pro korekci endogenity příjmu, velikosti, infrastruktury a vnitřních RTA proměnných.</p>
2007 Baier, Bergstrand	<p>Zodpovědět otázku, zda dohody volného obchodu skutečně zvyšují mezinárodní obchod mezi partnery.</p>	<p>96 zemí</p> <p>Průřezová data v letech: 1960, 1970, 1980, 1990, 2000</p>	<p><b>Nominální bilaterální obchodní tok</b> ze země <math>i</math> do země <math>j</math></p>	<p>HDP<sub><math>i</math></sub>, HDP<sub><math>j</math></sub>, vzdálenost mezi ekonomickými centry, společný jazyk, společná hranice, dummy pro dohody o volném obchodu</p>	<p><i>Tradiční gravitační model z průřezových dat</i></p> <p><i>Teorii motivovaný gravitační model z průřezových dat</i></p> <p><i>Gravitační model z panelových dat</i></p>	<p>Dohody FTA skutečně zvyšují mezinárodní obchod mezi členskými zeměmi. Odhady dopadů dohod volného obchodu na obchodní toky, které jsou postaveny na tradičních průřezových datech, jsou zkrácené. Dochází k podhodnocení efektů o 75-85 % a to s největší pravděpodobností kvůli nepozorovatelné heterogenitě, která není v průřezových datech řešena.</p> <p>Metoda instrumentální proměnné při odhadu na průřezových datech nekontroluje endogenitu dostatečně. Nejvíce věrohodné odhady jsou získány při využití panelových dat s bilaterálními fixními efekty, země-čas efekty, nebo při aplikaci diferencovaných panelových dat s země-čas efekty.</p>



Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2008 Cheng, Tsai	<p>Prošetřit dopady rozšíření a posílení regionálních bloků pomocí různých typů gravitačních modelů. Zhodnotit dopady regionální evropské integrace (REI).</p> <p>Porovnat modely bilaterálního obchodního toku, jmenovitě standardní gravitační model a HTP model, a rozhodnout, která specifikace je vhodnější.</p> <p>Objasnit dopady členství běžných regionálních bloků na bilaterální obchod.</p>	<p>Celkem 57 zemí (z toho 44 vývozních zemí a 57 dovozních zemí, které tvoří 1771 párů obchodujících zemí)</p> <p>Vyvážený (balanced) panel 1981-1997</p>	<p><b>Celkový export</b> ze země <math>i</math> do země <math>j</math></p>	<p>HDP<sub>it</sub>, HDP<sub>jt</sub>, populace země <math>i</math>, populace země <math>j</math>, reálný měnový kurz, vzdálenost mezi hl. městy, společný jazyk, společná hranice</p> <p>Dummy proměnná pro regionální bloky: EEC, EFTA, EU, CUSFTA, NAFTA, LAFTA, MERCOSUR</p> <p><i>Tři verze pro každý blok, př. EEC<sub>2</sub> = obě země členy EEC, EEC<sub>X</sub> = vývozní země členem EEC, EEC<sub>M</sub> = dovozní země členem EEC.</i></p> <p><i>Fixní efekty: efekt času, efekt páru zemi, efekt vývozce a efekt dovozce</i></p>	<p>OLS</p> <p>Standardní gravitační model (SGM) pouze s konstantou</p> <p>HTP (heterogeneous trading pair) modely</p> <p>Modely fixních efektů s three-way specifikací.</p> <p>Logaritmičká transformace</p>	<p>SGM mohou nadhodnocovat odhad elasticity obchodních toků vzhledem k národním příjmům a tím vést k odlišnému směru působení proměnných populace zemí. V případě HTP modelu jsou koeficienty populace vývozní a dovozní země kladné oproti standardnímu modelu. HTP modely jsou preferovány před ostatními.</p> <p>Země, které jsou členy EEC, obchodují mezi sebou více v porovnání s průměrným obchodním párem nečlenských zemí (nárůst o 43,6 %). Vnitřní efekt REI je pozitivní a statisticky významný. Země EEC jsou méně otevřené vůči nečlenským zemím než průměrná země, ale tento efekt je nevýznamný. Stejný směr působení jako u EEC byl odhadnut i u proměnných zastupující členství v EU.</p> <p>Oproti tomu země EFTA mezi sebou obchodují méně (pokles o 17,5 %) oproti průměrnému nečlenskému páru zemí. Exporty členské země do nečlenské, resp. importy do členské země z nečlenské jsou vyšší díky EFTA.</p> <p>Členství v NAFTA, LAFTA a MERCOSUR zvyšuje obchod mezi členskými zeměmi. Země NAFTA a MERCOSUR jsou otevřené i zemím mimo daný blok.</p>
2009 Fidrmuc	<p>Prodiskutovat odhady dlouhodobých vztahů gravitačních modelů na základě panelových kointegračních technik.</p>	<p>OECD země</p> <p>Panelová data 1980 - 2002</p>	<p><b>Průměr exportu a importu</b> mezi zeměmi <math>i</math> a <math>j</math></p>	<p>Reálné HDP vývozní země, reálné HDP dovozní země,</p> <p>Fixní efekty párů zemí (country-pair FE)</p> <p>Specifické efekty času (time-specific FE)</p>	<p><i>Testy jednotkového kořene:</i> LLC, IPS, CADF</p> <p><i>Odhadované modely:</i> FE model, RE model, DOLS model, FMOLS model</p> <p><i>Panelový test kointegrace</i> mezi obchodem a HDP</p> <p>Logar. transformace</p>	<p>Standardní gravitační modely zahraničního obchodu obsahují nestacionární proměnné, jmenovitě bilaterální obchod a HDP obchodních partnerů. Proměnné jsou I(1).</p> <p>Simple cross-sectionally augmented panel unit root test dle Pesarana (2007) je vhodným testem pro gravitační modely, poněvadž je navržen pro panelová data s malým počtem časových období a velkým počtem jednotek (typické pro GM). Výsledky různých technik panelové kointegrace (DOLS, FMOLS) jsou si vysoce podobné. Dále je jim podobný odhad FE modelu. Navíc fixní efekty zobrazují dlouhodobý vztah mezi proměnnými a pokrývají endogenitu mezi příjmem a obchodními toky.</p> <p>Možné zkreslení dřívějších studií používající fixní efekty při odhadu na nestacionárních datech je dosti malé.</p>

Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2009 Stack	Zhodnotit dopad evropské mezinárodní integrace na obchod.  Odhadnout několik variant modelu fixních efektů, které povolují různé stupně prostorové a časové heterogenity a porovnat tyto modely s výsledky dřívějších studií.	12 zemí EU a 20 partnerských zemí OECD  Panelová data 1992 - 2003	<b>Bilaterální export</b>	HDP vývozní a dovozní země, HDP na obyvatele vývozní a dovozní země, jejich transformace, náklady na dopravu, vzdálenost, společné hranice, společný jazyk, členství v EU.  <i>Fixní efekty:</i> Časové dummy proměnné, specifické efekty vývozce, specifické efekty dovozce, vývozce-dovozce interakce, vývozce-čas interakce, dovozce-čas interakce.	GM tradičních obchodních determinantů.  GM nové obchodní teorie (NTT).  <i>FE model</i> <i>Pooled OLS (POLS)</i>  Logaritmičká transformace	Odhady koeficientů jsou věrohodné ve znaménku i významnosti ve všech specifikacích modelu.  Pro všechny modely platí následující. Pozitivní významný koeficient pro proměnnou členství EU klesá na významu, čím větší stupeň heterogenity je v modelu povolen a následně se stává nevýznamným.  Výsledky zdůrazňují nutnost správně pracovat s heterogenitou v panelových datech, jinak odhadnuté parametry a standardní chyby mohou být zkreslené.  Při hodnocení dopadů obchodních politik je velmi důležitá ekonometrická specifikace gravitačního modelu.
2010 Aiello, Cardamone, Agostino	Vyhodnotit vliv nerekipročních preferenčních obchodních politik (NRPTP) na vývoj vývozu v rozvojových zemích.  Zjistit, zda agregace ovlivňuje odhadnutý vliv NRPTPs.	Importující země: OECD  Exportující země: 184 různých zemí.  Roční panelová data 1995 – 2003	<b>Export</b>  <i>Tři úrovně agregace:</i> celkový vývoz, celkový zemědělský vývoz, vývozní toky 10 skupin zemědělských produktů.	HDP vývozce, HDP dovozce, velikost populace vývozce, velikost populace dovozce, vzdálenost, společný jazyk, společné hranice, uzavřená RTA, dummy proměnná pro označení země, která byla kolonií jiné země, množství společných ostrovů, množství vnitrozemských zemí. další ujednání týkající se exportu = preferenční dohody.  <i>Fixní efekty:</i> časově-neměnné dyadický FE	LSDV  <i>FE model</i>  Logaritmičká transformace	Existuje významný a pozitivní dopad politik nerekipročních preferenčních obchodů, které byly aplikovány v rozvinutých zemích v období od roku 1995 do roku 2003.  Agregace dat ovlivňuje odhadnuté výsledky dopadů obchodních preferencí.  NRPTP garantované členy OECD rozvojovým zemím nepřinášejí vždy úspěch, jak je odhadováno při agregovaných datech.  Ve skutečnosti účinnost NRPTP je pozitivní a významná pouze pro některé skupiny produktů.

Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2010 Wang, Wei, Liu	Poskytnout alternativní rozšíření gravitačního modelu pro analýzu obchodních toků zemí OECD.  Rozšířit originální gravitační rovnici zahrnutím R&D (explicitní úprava technologie) a FDI (přímé zahraniční investice).  Ověřit, zda existuje dlouhodobý vztah mezi obchodem a vysvětlujícími proměnnými a prošetřit možnou endogenitu vysvětlujících proměnných.	19 zemí OECD s Belgií a Lucemburskem  Panelová data 1980-1998	<b>Export</b> ze země <i>i</i> do země <i>j</i>  <b>Bilaterální obchod (export + import)</b> mezi zeměmi <i>i</i> a <i>j</i>	Součet HDP země <i>i</i> a HDP země <i>j</i> , podobnost v úrovních HDP mezi obchodními partnery, vzdálenost mezi zeměmi, součet domácích R&D země <i>i</i> a <i>j</i> , podobnost v úrovních domácích R&D partnerských zemí, součet celkového přílivu FDI země <i>i</i> a <i>j</i> , podobnost v úrovních celkového přílivu FDI partnerských zemí, podobnost poměru práce-kapitál či vzdálenost mezi zeměmi ve vztahu k relativnímu faktoru dotací (relative factor endowments)  <i>Fixní efekty</i> : časové FE, časově invariantní FE vývozce, časově invariantní FE dovozce	LLC, IPS a MW panelový test pro jednotkový kořen  Test kointegrace  Durbin-Wu-Hausman test endogenity  Model fixních efektů z panelových dat	Dle testů jednotkového kořene jsou panelová data stacionární.  Nulová hypotéza o neexistující kointegraci není zamítnuta, existuje dlouhodobý vztah mezi proměnnými.  Nulová hypotéza o exogenitě není zamítnuta, nevyskytuje se problém s endogenitou vysvětlujících proměnných.  Geografická vzdálenost zůstává podstatným faktorem determinujícím obchodní toky.  Celkové domácí R&D, podobnost R&D, příliv FDI a podobnost celkového přílivu FDI jsou důležitou příčinou obchodních toků.
2011 Stack, Pentecost	Zkoumat významnost evropské regionální integrace s použitím panelového kointegračního přístupu.  Diskutovat problém zkreslení výsledků díky endogenitě.	12 zemí EU a 20 zemí OECD  Panelová data 1992 - 2003	<b>Bilaterální export</b>	Suma HDP vývozní a dovozní země, podíl HDP obou zemí, absolutní rozdíl logaritmu HDP na obyvatele, vzdálenost, společné hranice, společný jazyk, členství v EU.  <i>Specifické efekty</i> : specifika vývozní a dovozní země, časové šoky ovlivňující všechny země, specifika vývozní-dovozní země.	Panelový kointegrační přístup  Gravitační model NTT determinantů  <i>POLS</i> <i>DOLS</i> <i>LSD</i> <i>DLSDV</i>  Logaritmičká transformace	Výsledky gravitačních modelů mohou trpět zkreslením díky endogenitě, který vzniká opomenutím relevantních vysvětlujících proměnných. Při hodnocení účinků obchodních politik je zapotřebí řádně pracovat s endogenitou.  Oba odhady OLS indikují pozitivní a významný vliv členství v EU.  LSDV odhad svědčí o malém pozitivním efektu integrace EU na obchod. Na rozdíl od tohoto dynamický LSDV odhad indikuje, že mezinárodní integrace má mnohem větší pozitivní efekt na obchod.

Tabulka č. 3.3 (pokračování) – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Závislá proměnná	Nezávislé proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2013 Janda, Michalíková, Skuhrovec	Vyhodnotit vliv ekonomických proměnných včetně proměnné poskytnutých záruk na vývoz České republiky. <i>(implicitně řečeno)</i>	160 zemí  Panelová data 1996-2008	<b>Export</b> České republiky do země <i>i</i>	HDP země <i>i</i> , populace země <i>i</i> , vzdálenost mezi ČR a dovozní zemí, index politického rizika, tvorba hrubého fixního kapitálu země, nově poskytnuté záruky ČNB,	<i>FE model</i> , LSDV odhad  <i>Dynamický model</i> , GMM odhad  LTS ( <i>Least Trimmed Squares estimator</i> ), odhad s pákovým bodem  Logaritmická transformace	Proměnné HDP, vzdálenosti, politického rizika a tvorba hrubého fixního kapitálu statisticky významně působí na český vývoz.  Úvěrová podpora vývozu poskytovaná ČNB má pozitivní dopad na růst vývozu ČR.  Vyšší politické riziko snižuje hodnotu dovozu dané země.
2013 Oh, Rahman Sardar	Prošetřit obchodní vzory Bangladéše.  Prozkoumat obchodní bariéry dané země.	102 zemí  Panelová data, období: 1980-2008, + destiletí: 1980, 1990, 2000	<b>Export</b> ze země <i>i</i> do země <i>j</i>  <b>Dovoz</b> do země <i>i</i> ze země <i>j</i>  země <i>i</i> ... Bangladéž	HDP země <i>j</i> , HDP na obyvatele země <i>j</i> , vzdálenost mezi zeměmi, rozdíl mezi HDP země <i>i</i> a země <i>j</i> , <i>dummy proměnné</i> : vnitrozemská země, společná hranice, členství SAARC země <i>j</i> , členství EU, OECD, ASEAN, MENA, SSAFRI, LAC	<b>Tobit model</b>  Logaritmická transformace	HDP dovozní země má pozitivní efekt na mezinárodní obchod. Vzdálenost mezi zeměmi snižuje vývoz a dovoz ze zkoumané země. Nestabilita směru působení HDP na obyvatele v rámci různých modelů je zřejmě dána multikolinearitou mezi proměnnými.  Uskupení ASEAN či EU jsou více aktivní, neboť uskupení SAARC má negativní dopad na obchod.  Výsledky poukazují na závislost vývozu Bangladéše na trhu USA.

Pozn.: <sup>1)</sup> *Odhadová technika* – použité zkratky řazeny abecedně:

**CADF** = Cross-sectionally Augmented Dickey Fuller test od Pesarana (2007), **DFE** = First-differenced model, **DLSDV** = Dynamic Least Squares Dummy Variable estimator neboli dynamický odhad nejmenších čtverců dummy proměnné, **DOLS** = Dynamic Ordinary Least Squares neboli dynamická metoda nejmenších čtverců, **FE** = Fixed Effects model, **FMOLS** = Fully Modified Ordinary Least Squares neboli plně modifikovaná metoda nejmenších čtverců, **GLS** = Generalized Least Squares neboli zobecněná metoda nejmenších čtverců, **GM** = Gravitační model, **HT** = Hausmanův a Taylorův model, **HTP** = Heterogeneous Trading Pair model neboli heterogenní obchodní model dvojic, **IPS** test = Im, Pesaran, Shin (2003) test, **LLC** = Levin, Lin, Chu (2002) test, **LSDV** = Least Squares Dummy Variable estimator neboli odhad nejmenších čtverců dummy proměnné, **LST** = Least Trimmed Squares estimator; **MW** = Maddala and Wu (1999) test jednotkového kořene, **NTT** = New Trade Theory, **OLS** = Ordinary Least Squares neboli metoda nejmenších čtverců, **PCS** = pooled-cross-section model, **RE** = Random Effects model, **SFE** = Symmetric fixed-effects model, **SGM** = Standardní Gravitační Model, **TSLS** = Two Stage Least Squares neboli dvojestupňová metoda nejmenších čtverců, **XFE** = Fixed-effects model with unique value for direction of trade od Mátyás (1997).

<sup>2)</sup> Logaritmická transformace, která je zmíněna u většiny publikací, je provedena vždy pro všechny proměnné s výjimkou dummy proměnných.

**Zdroj:** vlastní zpracování, Bubáková (2013b)

## **Gravitační modely aplikované v oblasti zemědělství**

V dané kapitole je pozornost zaměřena na publikace týkajících se gravitačních modelů aplikovaných v oblasti zemědělství či zemědělsko-potravinářského trhu.

V oblasti českého zemědělství využil gravitační model Švela (2002) pro analýzu vývoz zemědělských komodit z ČR. Jmenovitě byla zkoumána komoditní skupina „potraviny a živá zvířata“. K analýze využil panelová data s ročními pozorováními od roku 1999 do roku 2001. Do modelu zahrnul proměnné: HND, HND na obyvatele, vzdálenost mezi hlavními městy zemí, dovozní clo zemědělských komodit, celkový import průmyslových výrobků, reálný měnový kurz, členství v EU a EFTA. Proměnné byly postupně vyřazovány z modelu na základě výsledků statistické významnosti parametrů. Jako statisticky významné byly nakonec vyhodnoceny proměnné HND, HND na obyvatele a geografická vzdálenost s předpokládanými směry působení.

Zahniser a kol. (2002) aplikovali gravitační model na zemědělský vývoz zemí USA s cílem ohodnotit obchodní dohody na západní polokouli. Využili panelová data v období 1980-1999 a odhadli 4 modely pro různě velké vzorky a 32 modelů pro konkrétní komodity či jejich skupiny. Prokázali, že přistoupení Mexika do uskupení GATT oživilo vývoz zemědělských komodit z USA do Mexika. Zatímco členství Mexika v organizaci NAFTA mělo pozitivní význam pouze u dvou komodit: hroznů a příze a nití. Autoři ohodnotili obchodní přínosy zajištěné členstvím NAFTA jako méně podstatné v oblasti vývozu zemědělských komodit z USA. Zároveň zjistili, že velikost zemědělského vývozu do Brazílie může trpět určitým obchodním přesměrováním díky uskupení MERCOSUR.

Sarker a Jayasinghe (2007) se ve studii zaměřili na determinaci dopadu regionálních dohod na obchod se zemědělsko-potravinářskými výrobky s využitím modelu bilaterálních obchodních toků a odhadu zobecněnou metodou nejmenších čtverců. Zkoumanými produkty byly červené maso, zelenina, ovoce, cukr a olejniny. Závislá proměnná představovala celkový bilaterální obchod pro pět komodit. Nezávislé proměnné představovaly HDP, HDP na obyvatele, geografická vzdálenost, členství v EU, existence čistého dovozce do EU ze země mimo EU a umělé proměnné pro podchycení inflace. Autoři využili desagregovaná data 15 zemí EU a dalších 42 nečlenských zemí v období 1985 – 2000. Vytvořili pět modelů sdružených průřezových regresí v intervalu po třech letech. Z odhadnutých modelů vyplývá, že integrace EU sloužila k oživení obchodu

výrazněji u svých členů než u nečlenských zemí zbytku světa. U čtyř komodit (červené maso, ovoce, cukr, olejniny) výsledky svědčí o vzniku vnitřního bloku, který se následně rozrostl v rámci EU-15 a došlo k upřednostňování obchodu mezi danými členskými zeměmi. U zeleniny byl prokázán nárůst importu v zemích EU vůči nečlenským zemím. Hlavním závěrem článku je, že rozšiřování EU může způsobit redukcí stupně relativní otevřenosti trhu se zemědělsko-potravinářskými komoditami vůči zbytku světa.

Grant a Lambert (2008) odhadli sedm gravitačních modelů pro panelová data v období 1982-2002, a to jak pro zemědělskou komoditní skupinu, tak nezemědělskou. V rámci výzkumu analyzovali 69 jednotlivých zemí a 17 skupin agregovaných zemí. Prokázali, že efekt RTA je vyšší v zemědělském sektoru než v nezemědělském, a to z toho důvodu, že před podepsáním smluv byly celní sazby na zemědělské komodity mnohem vyšší než u nezemědělských produktů. Z uvedeného vyplývá, že úspěšná integrace má větší dopad na zemědělsko-potravinářský obchod.

Pishbahar a Huchet-Bourdon (2008) zkoumali dopad jedenácti regionálních obchodních dohod (RTA) na dovozní země patřící do EU. K této analýze je vedla skutečnost, že země EU jsou prvním cílem při vývozu zemědělských komodit rozvojových a nejméně rozvinutých zemí. Vysvětlovanou proměnnou byla nominální hodnota vývozu zemědělských komodit ze země  $i$  (nečlenská země EU) do země  $j$  (člen EU). K vytvoření pravé strany rovnice byly využity proměnné: světové HDP, HDP vývozní a dovozní země (všechna HDP ze sektoru zemědělství), cenový index vývozní a dovozní země, vzdálenost mezi hlavními městy, umělé proměnné pro společný jazyk, společnou hranici, společného kolonizátora a vnitrozemskou zemi. V neposlední řadě byly vytvořeny umělé proměnné pro RTA dohody. Odhady byly získány na základě panelových dat. Výsledky potvrzují, že velké množství dohod RTA podporují vývoz zemědělských produktů z rozvojových zemí do zemí Evropské unie. RTA dohody jsou tak atraktivní alternativou pro rozvojové země, které chtějí přejít na mnohostranný volný obchod v sektoru zemědělství. Dále zmiňují, že dvě nejdůležitější dohody (Generalized System of Preference expanded od Everything But Arms a dohodu s Mexikem) mají negativní dopad na vývoz do EU.

## 3.3 Zákon jedné ceny

### 3.3.1 Definice zákona jedné ceny

Modely zkoumající zákona jedné ceny jsou další možností, jak vyhodnotit stupeň integrace na prostorově oddělených trzích. Cenová transmise je podstatnou charakteristikou fungování trhů a lze na ni pohlížet buď z hlediska vertikálního či horizontálního. V rámci vertikální analýzy cenové transmise jsou zkoumány změny cen od výrobce až k maloobchodům či velkoobchodům, tj. v rámci celé výrobní vertikály. Horizontální pohled na cenovou transmisi se zaměřuje na přenos ceny v rámci prostoru, tj. na cenové vazby na prostorově oddělených trzích. Pozornost je směřována k zákonu jedné ceny. Vavra a Goodwin (2005) uvádějí, že se jedná o ekonomický zákon, který říká, že na dokonale konkurenčním trhu při neexistenci dopravních a transakčních nákladů či jiných překážek obchodu musí být identická zboží prodávána v různých zemích za stejnou cenu, jsou-li ceny těchto zboží vyjádřeny ve stejné měně. Holman (2011, str. 98) zmiňuje, že na rozptýleném trhu se zákon jedné ceny prosazuje tehdy, pokud "*cena statku tenduje ke stejné výši na všech trzích*". Trh je integrovaný pokud na daném území platí zákon jedné ceny. Tento zákon se prosazuje díky arbitrážím na trhu. Obchodník nakupuje statek na trhu, kde je cena nižší, aby jej prodal na druhém trhu za vyšší cenu. Díky arbitrážím na prvním trhu s nižší cenou roste poptávka obchodníků po daném statku a cena zboží roste. Oproti tomu na druhém trhu je cena tlačena dolů. Díky zákonu utváření tržní rovnováhy dochází ke sblížení cen, až se cenové hladiny vyrovnají. V případě nedokonalého prosazování zákona jedné ceny se ceny nevyrovnají úplně (Holman, 2007; Holman, 2011). Zákon jedné ceny se neprosazuje vůbec či jen v omezené míře u statků, u nichž jsou příliš vysoké náklady na arbitráž. Takové statky jsou v ekonomii označovány jako neobchodovatelné statky. Jedná se zpravidla o služby, jako jsou opravy, bydlení, městská hromadná doprava atd. Trh je tzv. "roztříštěn" do mnoha lokálních trhů, kde se zákon jedné ceny prosazuje velmi omezeně/nedokonale či vůbec (Holman, 2011).

### 3.3.2 Formulace modelu zákona jedné ceny a odhadové techniky

Tradiční způsob testování zákona jedné ceny (LOP = *Law of one price*) a tržní integrace páru regionů je založen na korelaci mezi cenami. Do modelu vstupují tři hlavní proměnné: cena na trhu  $i$  v čase  $t$ , cena na trhu  $j$  v čase  $t$  a transakční náklady, které musí být vynaloženy, aby statek z trhu  $j$  byl dopraven na trh  $i$ . Ahmadi-Esfahani (2006) uvádí, že pokud jsou trhy integrované, rozdíl mezi cenami musí být roven transakčním nákladům. Daný vztah lze vyjádřit rovnicí:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt} + \beta_2 T_{jit} + \varepsilon_t \quad (15)$$

kde  $P_{it}$  zastupuje cenu na trhu  $i$  v čase  $t$ ,  $P_{jt}$  je cena na trhu  $j$  v čase  $t$ ,  $T_{jit}$  reprezentuje transakční náklady prostorové arbitráže z trhu  $j$  na trh  $i$  v čase  $t$  a  $\varepsilon_t$  je náhodná složka modelu s vlastnostmi bílého šumu. V případě platnosti zákona jedné ceny musí být parametr  $\beta_0$  roven 0, a parametry  $\beta_1$  a  $\beta_2$  rovny jedné. V takovém případě je model (15) formulován jako:

$$P_{it} = P_{jt} + T_{jit} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

neboli:

$$P_{it} - P_{jt} = T_{jit} + \varepsilon_t. \quad (17)$$

Trhy jsou v takovém případě dokonale integrovány, jelikož rozdíl cen je roven transakčním nákladům. Zisk z arbitráže ( $R_{ji}$ ) je dán rozdílem nákupní ceny obchodníka včetně transakčních nákladů a prodejní cenou na druhém trhu, neboli:

$$R_{ji} = P_{it} - P_{jt} - T_{jit}. \quad (18)$$

V případě právě definované integrace trhů musí být zisk z arbitráže nulový (Ahmadi-Esfahani, 2006). Barrett a Li (2002) upozorňují, že nulový marginální zisk z arbitráže odpovídá pouze dokonalé integraci. Trh ovšem může být integrován i v jiných případech. Autoři popsali čtyři alternativy, které mohou nastat na trhu:

- (1) Dokonalá integrace (*Perfect integration*) definována jako  $R_{jit} = 0$  a  $T_{jit} \geq 0$ ,
- (2) Segmentovaná rovnováha (*Segmented equilibrium*) neboli  $R_{jit} < 0$  a  $T_{jit} = 0$ ,
- (3) Nedokonalá integrace (*Imperfect integration*), kdy  $R_{jit} \neq 0$  a  $T_{jit} > 0$ ,
- (4) Segmentovaná nerovnováha (*Segmented disequilibrium*) neboli  $R_{jit} > 0$  a  $T_{jit} = 0$ .



Trh může být tedy integrován i v případě, kdy zisk z arbitráže je nenulový, v takovém případě pouze nehovoříme o dokonalé integraci. Pozitivní marginální renta může být způsobena nedostatečnou tržní arbitráží danou formálními či neformálními bariérami trhu, dočasnou nerovnováhou nebo může být zapříčiněna významnou částí nepozorovatelných transakčních nákladů, které by doplnily mezeru mezi cenovými rozdíly a pozorovanými transakčními náklady. V případě negativní marginální renty lze uplatnit opačnou logiku. Barrett a Li (2002) dále uvádí, že pokud dospějeme např. k závěru, že renta je kladná, podstatnou informací je, zda trhy mezi sebou skutečně obchodují. Pouze v takovém případě můžeme mluvit o nedokonalé integraci. V opačném případě se jedná pouze o informaci, že arbitráž mezi trhy by byla výhodná pro obchodníky, ale prozatím není uskutečňována. Objem zobchodovaného množství je proto podstatnou informací pro analýzu integrace trhů.

Pokud jsou transakční náklady nulové či jsou ignorovány, poté při platnosti zákona jedné ceny platí rovnost cen stejné komodity v obou zemích vyjádřených ve stejné měně, tj.  $P_{it} = P_{jt}$ . Zákon jedné ceny mezi dvěma trhy může být v takovém případě analyzován prostřednictvím modelu (Tang, Laaksonen-Craig, 2007):

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt} + \varepsilon_t. \quad (19)$$

V případě silné verze LOP je testována hypotézy  $H_0: \beta_0 = 0$  a  $\beta_1 = 1$ . U slabé verze LOP je testována pouze hypotéza  $H_0: \beta_1 = 1$ . Model (19) a uvedené testování lze aplikovat bez rizika zdánlivých výsledků pouze v případě, že jsou obě časové řady stacionární. Další model pro stacionární časové řady navrhl Ravallion (1986). Ravallionův model zkoumá stupně integrace mezi  $N$  lokálními trhy a jedním centrálním trhem. Předpokladem modelu je, že ceny z lokálních trhů jsou určovány cenou z centrálního trhu, zatímco centrální trh je ovlivňován ve stejné době cenami z různých lokálních trhů. Uvedený model lze vyjádřit pomocí rovnic:

$$\begin{aligned} P_i &= f(CP, X_{ik}) \quad i = 1, 2, \dots, N \\ CP &= f(P_1, P_2, \dots, P_N, X_C), \end{aligned} \quad (20)$$

kde  $P_i$  reprezentuje  $i$ -tou proměnnou ceny na lokálních trzích,  $X_{ik}$  je vektor sezónních a dalších  $K$  exogenních proměnných, které by mohly ovlivňovat cenu na lokálních trzích,

$CP$  zastupuje cenu na centrálním trhu a  $X_{Cj}$  jsou proměnné ovlivňující centrální trh. Lineární dynamická verze modelu (20) může být zapsána jako:

$$P_{it} = \sum_{s=1}^p \alpha_{is} P_{it-s} + \sum_{s=0}^p \beta_{is} CP_{t-s} + \gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (21)$$

$$CP = \sum_{i=1}^N \sum_{s=0}^p \alpha'_{is} P_{it-s} + \sum_{s=1}^p \beta'_{is} CP_{t-s} + \gamma' X_C + \varepsilon'_t,$$

kde  $s$  představuje zpoždění od 1 do  $p$ , kde  $p$  je maximální zpoždění vhodné pro daný vztah. Ahmadi-Esfahani (2006) uvádějí, že pro modelování musí být rovnice  $CP$  z modelu (21) odstraněna z důvodu identifikace modelu. Obdobně Ravallion (1986) pracuje pouze s první rovnicí daného modelu.

S ohledem na odhadnuté parametry a jejich testování lze definovat podobu trhu podle následujících pravidel:

- Pokud  $\beta_{is} = 0$  pro všechna  $s = 0, \dots, p$ , poté jsou lokální trhy segmentovány od centrálního trhu (tzv. segmentovaný trh), jelikož centrální cena neovlivňuje v žádném období ceny na lokálních trzích.
- Pokud  $\beta_{i0} = 1$ ,  $\alpha_{is} = 0$  a  $\beta_{is} = 0$  pro všechna  $s = 1, \dots, p$ , poté jsou dané trhy integrovány v krátkém období, jelikož žádné zpoždění není významné a centrální cena ovlivňuje lokální cenu v čase  $t$ .
- Pokud  $\sum_{s=1}^p \alpha_{is} + \sum_{s=0}^p \beta_{is} = 1$ , poté jsou trhy integrovány dlouhodobě (Ravallion, 1986).

Pokud není a-priori známo, který trh je centrální, lze využít Grangerův test kauzality (Granger, 1969) pro zjištění vztahů mezi dvojicemi trhů. Pokud je nalezena jednosměrná kauzalita, lze definovat centrální trh. Pokud neexistuje mezi cenami na trhu vztah, poté je daná dvojice trhů segmentovaná.

Uvedené modely (15) až (21) jsou vhodné pro stacionární časové řady. Stacionární časová řada  $y_t$  má v čase neměnné rozdělení pravděpodobnosti neboli pravděpodobnostní chování  $y_t$  je invariantní vůči posunům v čase. Uvedené vymezení je striktní definicí stacionarity. Časová řada je slabě stacionární, pokud průměr a rozptyl  $y_t$  je konstantní a kovariance mezi proměnnými závisí pouze na zpoždění a ne na čase (Arlt, Arltová, 2007). Stacionární časové řady jsou označovány jako integrované řádu 0, neboli  $I(0)$ . Časové řady integrované řádu vyššího jsou nestacionární. U nestacionárních časových řad

se naopak střední hodnota nebo variabilita v čase mění. Takové časové řady jsou charakteristické např. přítomností trendu, sezónností, cyklů či strukturálních šoků. Pokud je časová řada nestacionární v původních datech, ale již stacionární po prvních diferencích, je integrována řádu jedna, tj.  $I(1)$ . Pokud by bylo zapotřebí provedení druhých diferencí, aby se časová řada stala stacionární, jednalo by se o časovou řadu  $I(2)$ . Obecně lze tedy říci, že řád integrace určuje, kolikrát je minimálně zapotřebí časovou řadu diferencovat, aby se stala stacionární (Hill, Griffiths, Lim, 2008). Engle and Granger (1987) definovali řád integrace: „Nestacionární časová řada, kterou lze převést na stacionární pomocí diferencování  $d$  krát, je nazývána jako časová řada integrována řádu  $d$ “. (citují Charemza, Deadman, 1997, str. 97).

Řád integrace časových řad je určován na základě testů jednotkového kořene. Mezi nejčastěji používané se řadí rozšířený Dickeyův-Fullerův (ADF) test (1979), Phillipsův-Perronův (PP) test (1988) a Kwiatkowski-Philips-Shmidt-Shinův (KPSS) test (1992). ADF test je nejrozšířenějším testem aplikovaným na testování stacionarity. Zpožděné endogenní proměnné zahrnuté v rozšířené verzi DF testu řeší problém autokorelace náhodné složky. ADF test může být avšak zkreslen přítomností šoků či strukturálních změn, viz Perron (1989, 1990), Perron a Vogelsang (1992) či Bubáková (2013a). ADF test dále neřeší problém heteroskedasticity. U PP testu je testová statistika modifikována tak, aby nebyla ovlivněna sériovou korelací a test byl robustní vůči obecným typům heteroskedasticity. KPSS testu se odlišuje oproti ADF a PP testu v nulové hypotéze. Zatímco u ADF a PP testu je nulová hypotéza nestacionarita časové řady, u KPSS testu je nulová hypotéza stacionarita časové řady (Greene, 2007). V oblasti testování stacionarity byly dále vyvinuty testy jako integrovaná Durbin Watsonova (IDW) statistika (viz Charemza a Deadman, 1997, str. 105) či Dickeyův-Pantulův test (Dickey, Pantula, 1987). IDW statistika slouží jako předběžné vyhodnocení řádu integrace. Dickeyova-Pantulova (DP) statistika (1987) se odlišuje od předchozích testů tím, že je založena na podstatě metod „*general to specific*“, kdy se přechází od obecné hypotézy k více specifikovaným hypotézám. Zatímco v ADF testu je uvažována nejnižší hodnota řádu integrace, která je postupně zvyšována, DP test je založen na obrácené myšlence. Nejprve je brána v potaz nejvyšší logická hodnota řádu integrace a při testování jsou postupně testovány nižší řády integrace.

Pokud jsou použity v regresním modelu nestacionární časové řady, viz např. ve vztahu (19), výsledky mohou mylně indikovat statisticky významné vztahy mezi časovými

řadami přesto, že mezi nimi žádný vztah není. Daný problém je nazýván zdánlivou regresí (Charemza a Deadman, 1997; Greene, 2007; Hill, Griffiths, Lim, 2008). U modelů stacionárních řad se problém zdánlivé regrese nevyskytuje, avšak u stacionárních časových řad lze zkoumat pouze krátkodobé vztahy, poněvadž stacionární procesy mají krátkou paměť. Dlouhodobé vztahy lze zkoumat pouze u nestacionárních časových řad. Indikátorem zdánlivé regrese je vysoké  $R^2$ , vysoká hodnota t-statistiky a nízká hodnota Durbinova-Watsonova (DW) testu (1950, 1951). Jeden z důkazů zdánlivé regrese provedli Charemza a Deadman (1997). Autoři modelovali závislost spotřeby Velké Británie na časové řadě, která byla nezávisle vygenerována jako proces náhodné procházky s konstantou a sezónními umělými proměnnými. Výsledek odhadu byl příznivý, parametry byly statisticky významné, koeficient determinace vysoký ( $R^2=0,972$ ) avšak při testování DW statistika dosahovala nízké hodnoty ( $=0,67$ ). S ignorováním Durbin-Watsonovy statistiky výsledky vypadají slibně, přestože je jisté, že neexistuje vztah mezi spotřebou Velké Británie a náhodně vygenerovanými hodnotami modelu náhodné procházky (více viz Charemza, Deadman, 1997, str. 93-95). Dalším příkladem může být aplikace Hilla, Griffithse a Lima (2008). Autoři nasimulovaly dva nezávislé procesy náhodné procházky. Při modelování jejich vzájemné závislosti dosahují výsledky opět vysokého  $R^2$ , vysoké t-hodnoty parametru vysvětlující proměnné, avšak nízké DW statistiky (Hill, Griffiths, Lim, 2008, str. 333). Ve výsledku při odhadu modelu nestacionárních časových řad je zapotřebí určit, zda mezi časovými řadami existuje či neexistuje vztah.

Pro nalezení dlouhodobých vztahů mezi nestacionárními časovými řadami byl vyvinut princip kointegrace. Koncept kointegrace byl poprvé představen Grangerem (1981) a později rozpracován Englem a Grangerem (1987). Obecná definice kointegrace je: Jsou-li oba procesy  $\{x_t\}$  a  $\{y_t\}$  typu  $I(d)$  a existuje-li lineární kombinace  $\{ax_t + by_t\} \sim I(d - c)$ , kde  $c > 0$ , potom se tyto procesy nazývají kointegrované řádu  $d$ ,  $c$  a označují se jako  $\{x_t\}, \{y_t\} \sim C I(d, c)$ . Vektor  $(a, b)'$  se nazývá kointegrační vektor.  $I(d)$  v definici označuje řád integrace "d" nestacionární časové řady, kterou lze převést na stacionární pomocí diferencování *d-tého* řádu (Engle, Granger, 1987). Kointegrace mezi časovými řadami vypovídá o dlouhodobém vztahu mezi zkoumanými proměnnými. Jinými slovy, vývoj jednotlivých řad je spjatý s určitým ekonomickým vztahem a v dlouhodobém časovém horizontu se časové řady nerozcházejí. Jedná se o tzv. ekvilibriu (rovnovážný stav),

ke kterému je systém neustále přitahován. Protože je systém vystaven neustálým šokům, není nikdy v ekvilibriu, nicméně může být v tzv. dlouhodobém ekvilibriu, tedy ve stavu, který k rovnovážnému stavu v čase konverguje. Pokud je odklon směrů vývoje časových řad pouze krátkodobý, časem se vytrácí a existuje mez, za kterou nemůže jít, potom lze říci, že časové řady jsou kointegrovány (Arlt, Arltová, 2007). V kontextu zákona jedné ceny kointegrace znamená, že ceny identického zboží vyjádřené ve stejné měně se trvale neodchylují od sebe navzájem. Mohou existovat krátkodobé odchylky, ale v dlouhodobém horizontu systém konverguje k rovnovážnému vztahu.

Jednou z možností testování kointegrace je aplikace Engelova-Grangerova přístupu (1987). Engelův-Grangerův přístup vychází ze základní myšlenky kointegrace, tedy, že časové řady mají mezi sebou vztah, pokud je jejich lineární kombinace stacionární. Pro test kointegrace se využívá ADF test jednotkového kořene, kterým se testuje stacionarita reziduí odhadnutého modelu. Nutno podotknout, že kritické hodnoty pro testování kointegrace jsou odlišné oproti ADF testu používaného pro testování stacionarity časových řad (Hill, Griffiths, Lim, 2008). Při zamítnutí nulové hypotézy o nestacionaritě reziduí modelu jsou časové řady kointegrovány.

Přístup kointegrace v kontextu zákona jedné ceny využili např. Ardeni (1989) či Baffes (1991). Ardeni (1989) upozornil, že ignorování nestacionarity časových řad vede k nespolehlivým výsledkům. V uvedených publikacích, pokud byly časové řady kointegrované, byl zákon jedné ceny prokázán. Dle Palaskase a Harrisse-Whitea (1993) není ale přítomnost kointegrace dostatečnou podmínkou pro prokázání zákona jedné ceny a tím dokonale integrovaného trhu. Autoři vzali v úvahu Ravallionův model a navrhli dodatečné restriktce, které musí být uvaleny v dlouhodobém vztahu:

$$P_{it} = \alpha_0 + bCP_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

V rovnici (22) musí být časové řady  $P_{it}$  a  $CP_t$  kointegrovány, neboli náhodná složka  $\varepsilon_{it}$  musí být stacionární a zároveň parametr  $b$  musí být roven 1, aby byla prokázána dokonalá integrace trhu. V ekonometrii se používá model korekce chyby (EC = *Error Correction*) neboli (Palaskas, Harriss-White, 1993):

$$\begin{aligned} \Delta P_{it} = & \alpha_0 + \beta(P_i - bCP)_{t-1} + \alpha_1 \Delta CP_t \\ & + \sum_{s=1}^p \delta_{1is} \Delta P_{it-s} + \sum_{s=1}^p \delta_{2is} CP_{t-s} + \gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (23)$$

Parametr  $\beta$  představuje rychlost regulace a pohybuje se v intervalu  $(-1, 0)$ . Pokud se v jednom období  $P_{it}$  odchýlí od  $CP$ , díky znaménku a velikosti parametru bude v následujícím období  $P_{it}$  regulována tak, aby se opět přiblížila k  $CP$ . Složka  $\alpha_1 \Delta CP_t$  reprezentuje odchylku  $P_{it}$ , která je spojena se změnami  $CP_t$  v předcházejícím období. Daná odchylka je považována za okamžitý krátkodobý efekt. Pokud je při testování zamítnuta hypotéza  $\alpha_1 = 0$ , poté lze usuzovat na okamžitý přenos cenových změn. Palaskas a Harris-White (1993) navrhli test plné integrace, ve kterém je nulová hypotéza formulována jako:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_1 = -\beta = b = 1, \delta_{1is} = \delta_{2is} = 0 \\ H_1 : \text{non } H_0 \end{aligned} \quad (24)$$

Pokud není nulová hypotéza zamítnuta, model má podobu:

$$\Delta P_{it} = \alpha_0 - P_{it-1} + CP_{t-1} + \Delta CP_t + \gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (25a)$$

tj.:

$$P_{it} - P_{it-1} = \alpha_0 - P_{it-1} + CP_{t-1} + CP_t - CP_{t-1} + \gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (25b)$$

a po úpravě:

$$P_{it} = \alpha_0 + CP_t + \gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (25c)$$

kde jsou trhy s  $P_{it}$  a  $CP_t$  plně neboli dokonale integrovány.

Ravallionův model (21) a EC model (23), aplikoval Ahmadi-Esfahani (2006). Stanovené hypotézy byly testovány pomocí F-statistiky. Omezením těchto modelů je, že předpokládají právě jeden centrální trh. Autor ovšem aplikoval EC model na veškeré párové kombinace, u kterých byla nalezena kointegrace, tedy centrální trh nebylo zapotřebí předem určit.

Jak zmiňují Tang a Laaksonen-Craig (2007), nevýhodou zmíněných modelů a Engle-Grangerova kointegračního přístupu je, že požaduje, aby jedna z proměnných byla exogenní. V některých případech je daný předpoklad adekvátní, ale neplatí vždy. V případě cen na různých trzích existují vzájemné vazby. Aby nebyl aplikován předpoklad jednosměrných vztahů, je zapotřebí použít vícerozměrné modely časových řad, do které náleží modely (Greene, 2007; Hill, Griffiths a Lim, 2008):

- **Vektorový autoregresní model (VAR = Vector Autoregressive model)** pro stacionární časové řady:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_s \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad t = 1, \dots, T \quad (26)$$

kde  $\mathbf{x}_t$  je  $g \times 1$  rozměrný vektor, který obsahuje  $g$  proměnných (časový řad cen různých regionů);  $\boldsymbol{\mu}$  je  $g \times 1$  vektor konstant,  $\boldsymbol{\Phi}_1, \boldsymbol{\Phi}_2, \dots, \boldsymbol{\Phi}_s$  jsou matice parametrů o velikosti  $g \times g$ , kde  $s$  označuje maximální zpoždění;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  je  $g \times 1$  vektor náhodných složek s normálním nezávislým identickým rozdělením. Do modelu mohou být přidány nestochastické proměnné, jako jsou např. sezónní proměnné apod. V případě analyzování cen dvou trhů ( $P_{1t}, P_{2t}$ ) pomocí modelu VAR se dvěma zpožděními by rozepsaný model byl formulován následovně:

$$\begin{bmatrix} P_{1t} \\ P_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{1t-1} \\ P_{2t-1} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{1t-2} \\ P_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (27)$$

- **Vektorový model korekce chyby (VEC = Vector Error Correction model)** pro nestacionární časové řady:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_s \Delta \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad t = 1, \dots, T \quad (28)$$

kde  $\Delta \mathbf{x}_t$  je vektor  $g \times 1$  diferencovaných časových řad  $I(0)$ ;  $\boldsymbol{\Gamma}_1, \boldsymbol{\Gamma}_2, \dots, \boldsymbol{\Gamma}_s$  a  $\boldsymbol{\Pi}$  jsou matice parametrů. Výhodou VEC modelu je možnost rozlišení krátkodobých vztahů (daných maticemi  $\boldsymbol{\Gamma}$ ) a dlouhodobých vztahů (daných maticí  $\boldsymbol{\Pi}$ ). Navíc matice  $\boldsymbol{\Pi}$  může být rozložena na matici vyjadřující zatížení  $\boldsymbol{\alpha}$  (tzv. loading vectors) a kointegrační matici či vektor  $\boldsymbol{\beta}$ , tj.  $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$  (Granger, 1987; Greene, 2007).

Na kointegrační přístup Engla a Grangera (1987) navázal Johansen (1995) se svojí analýzou, která je druhou možností, jak odhalit dlouhodobý vztah mezi časovými řadami. Johansenův přístup umožňuje identifikovat kointegrační vztahy, aniž by některá z proměnných musela být v pozici exogenní proměnné. Klíčovou roli hraje matice  $\boldsymbol{\Pi}$  v rovnici (28) a testování její hodnoty. Časové řady jsou generovány stacionárním procesem, pokud má matice  $\boldsymbol{\Pi}$  plnou hodnotu a mezi časovými řadami existuje pouze krátkodobý vztah. Časové řady jsou generovány nestacionárním procesem a nejsou kointegrované, pokud má matice  $\boldsymbol{\Pi}$  nulovou hodnotu. V takovém případě modelování na původních datech představuje zdánlivou regresi. Pouze pokud má matice  $\boldsymbol{\Pi}$  menší hodnotu než plnou a zároveň větší než nulovou, pak jsou časové řady kointegrované a jedná se o tzv. pravou regresi. Mezi časovými řadami lze nalézt dlouhodobý vztah. Hodnota matice

$\Pi$  následně udává počet kointegračních vektorů, neboli počet kointegračních vztahů (Arlt, Arltová, 2007). V kontextu zákona jedné ceny a integrace trhů je opět podstatný rozměr matice  $\Pi$ . Jak definovali Goodwin a Grennes (1994), pokud má systém  $g$  proměnných a matice  $\Pi$  má řád roven  $g - 1$ , poté je prokázána úplná integrace trhů a zákon jedné ceny platí pro všechny analyzované trhy. Pokud je řád matice menší než  $g - 1$ , stupeň integrace je nižší a hypotéza o úplné (dokonalé) integraci je zamítnuta. Jak uvádí Tang a Laaksonen-Craig (2007), v případě testování velikosti matice  $\Pi$  pomocí Johansenovy metody, ověřujeme slabou definici zákona jedné ceny. Silná verze LOP je ověřována, pokud testujeme samotné restriktce parametrů kointegračního vektoru  $\beta$ . Různým dvojicím jsou přiřazeny jednotkové restriktce s opačným znaménkem, na ostatní proměnné je uvalena nulová restriktce.

Model VEC využili ve svých pracích Bessler, Yang a Wongcharupan (2003), Tang a Laaksonen-Craig (2007), Batista a Filho (2010) či Pérez-Pascual a Sanz-Carnero (2011). Výhodou metody kointegrace a modelů VEC je řešení problému zdánlivé regrese v případě nestacionarity časových řad. Kritika těchto modelů spočívá v ignoraci transakčních nákladů, které ovlivňují cenové přiblížení na trzích (McNew, Fackler, 1997; Goodwin, Piggott, 2001). Celkové transakční náklady jsou nepozorovatelnou veličinou pro výzkumníka. Jak uvádí Goodwin a Piggott (2001), cenová vyrovnávací arbitráž je aktivována pouze v případě kdy místní šoky (změny) způsobí diferenci v cenách, která překročí velikost transakčních nákladů, v literatuře označováno jako *neutral band of transaction costs*. Ignorance existence transakčních nákladů může ovlivňovat výsledky testů integrace. Z těchto důvodů byly rozvíjeny další ekonometrické přístupy umožňující explicitně rozlišit vliv transakčních nákladů na prostorovou integraci trhů. V této oblasti byly vyvinuty různé modely, které umožňují odhadovat různé režimy v analyzovaném období, jmenovitě:

- **Switching Regression (SWR) model** („Přechodný regresní model“), na jehož základě je možné odhadnout vícenásobné režimy. Pro odhad modelů je používána metoda maximální věrohodnosti. Model lze nalézt např. v publikacích autorů Spiller, Wood (1988), Sexton, Kling, Carman (1991) či Baulch (1997).
- **Threshold Autoregression (TAR) model**, („Prahový autoregresní model“), jež je analogický k modelu SWR. Změna režimů nastává, pokud tzv. „forcing“ proměnná



překročí práh (threshold). TAR model byl představen Tongem (1978). Tsay (1989) vypracoval techniky pro testování prahových efektů v autoregresních modelech a modelování TAR modelů. Popis modelů a aplikaci lze dále nalézt v publikacích Hansena (1999, 2000). Modely s prahy v rámci zkoumání LOP využili autoři Goodwin a Piggott (2001) či Bakucs a kol. (2012).

- **Threshold Cointegration model** („Prahový kointegrační model“) lze nalézt v publikaci Balkeho a Fombyho (1997). Tito autoři rozšířili TAR modely na kointegrační soustavu. Jejich přístup umožňuje navíc odhadovat mnohonásobné prahy a asymetrické přizpůsobení daného systému. Uvedený model využili např. Goodwin a Piggott (2001).

Získané informace z rešerší lze shrnout následně. Dokonalá integrace z ekonomické teorie představuje situaci, kdy prostorově oddělené trhy spolu obchodují a na trzích platí zákon jedné ceny, tj. cena dovozní země se rovná součtu ceny ve vývozní zemi a transakčních nákladů. Dokonalá integrace je prokázána, pokud je mezi časovými řadami potvrzena kointegrace a parametr ceny v dlouhodobém vztahu je roven jedné. Pokud je nalezena kointegrace časových řad, ale není potvrzena platnost zákona jedné ceny, poté se ceny na trzích zcela nevyrovnávají a existuje zde možnost tvorby zisku pro obchodníky, kteří daný rozdíl mezi cenami využijí. Jak uvádí Barrett a Li (2002), trh je v takovém případě integrován nedokonale. Poslední situace nastává, pokud ceny nejsou kointegrované, tj. neexistuje dlouhodobý vztah a každá časová řada cen se vyvíjí samostatně. Rozdíl mezi cenami tvoří potenciální zisk či ztrátu, avšak obchodníci nevyužívají daného rozdílu pro navýšení či snížení obchodu. Pokud by tak učinili, ceny na trzích by v neřízené ekonomice reagovaly na provedené arbitráže a začaly by se sblížovat. Arbitráže by vedly k provázání a cen, kde minimálně jedna by byla funkcí druhé, tj. ve výsledku by mezi nimi existovala kointegrace, která byla ale zamítnuta. Z tohoto vyplývá, že i přes potenciální zisk k arbitrážním nedochází a trhy nejsou integrované na základě cenové informace.

### **3.3.3 Přehled řešené problematiky k zákonu jedné ceny**

#### **Aplikace zákona jedné ceny**

Do poloviny 90. let mnoho studií podporovalo zamítnutí zákona jedné ceny z důvodu trvalých krátkodobých odchylek (Isard, 1977; Richardson, 1978; Knetter, 1993; Ceglowski, 1994, a další). V pozdějších studiích, s uplatněním kointegračního přístupu, je LOP více podporován (např. Michael, Nobay, Peel, 1994; Vataja, 2000; Batista, Filho, 2010). Ovšem i v případě kointegračních přístupů existují publikace, které zákon jedné ceny zamítají (např. Ardeni, 1989; Ahmadi-Esfahani, 2006; Pérez-Pascual, Sanz-Carnero, 2011).

Aplikované modely zákona jedné ceny lze rozdělit do dvou skupin. První skupina modelů analyzuje zákon na agregované úrovni a druhá zkoumá jeho platnost na desagregované úrovni. Na desagregované úrovni je zkoumána platnost zákona na úrovni jednoho státu. Subjekty mohou být jednotlivé kraje, okresy či regiony daného státu. Mezi publikace zabývající se danou problematikou lze jmenovat např. autory Ahmadi-Esfahani (2006), Iregui a Otero (2011) či Bubáková (2012).

Ahmadi-Esfahani (2006) prokázal, že LOP neplatí na většině čínských velkoobchodních trhů s potravinami. Ve své studii analyzoval potravinářské trhy Peking, Nanjing, Šanghaj a Shenzhen v období od roku 1993 do roku 1999 pomocí kointegračního přístupu. Iregui a Otero (2011) analyzovali 54 potravinářských produktů u 13 významných měst Kolumbie s využitím panelových dat. Dle získaných výsledků práce platí zákon jedné ceny pro většinu produktů. Integrace je upřednostňována u měst, které jsou si vzájemně podobné v ekonomické velikosti a počtu obyvatel.

Bubáková (2012) zkoumala platnost zákona na úrovni regionů tvořenými skupinami krajů v období 2002 až 2008. Analyzovány byly časové řady vepřového masa s čtrnáctidenní frekvencí. Princip kointegrace a odhad modelu korekce chyby (VEC) byl využit pro zkoumání. Výsledky poukazují na platnost zákona jedné ceny ve zkoumaných regionech.

Na agregované úrovni lze mezi publikace zabývající se platností LOP na mezinárodním trhu mezi jednotlivými zeměmi jmenovat např. autory Ardeni (1989), Baffes (1991), Michael, Nobay a Peel (1994), Vataja (2000), Spreen, Kilmer a Pitta (2007), Bakucs a kol. (2012).

Ardeni (1989) prokázal, že zákon jedné ceny neplatí u většiny cen základních zemědělských komodit. Pro analýzu využil měsíční časové řady cen pšenice, vlny, hovězího masa, cukru, čaje, cínu a zinku na trzích v Austrálii, USA, Kanadě a Velké Británii. Většina časových řad pokrývala období od roku 1964 do 1986. Pouze u tří z patnácti případů byla prokázána kointegrace. Autor uvádí, že situace perfektní arbitráže a tedy platnost zákona jedné ceny je pouze hypotetická, a proto empirické důkazy podporující platnost zákona jedné ceny jsou v konečném výsledku chybné.

Oproti tomu Baffes (1991), který také použil kointegrační přístup, uvádí, že zákon jedné ceny nemůže být zamítnut. Autor analyzoval obchod se stejnými komoditami a trhy jako Ardeni (1989). Na základě výsledků shrnuje, že důvodem zamítnutí zákona jedné ceny ve studiích jsou časově specifické problémy a existence transakčních nákladů a ne samotná neplatnost zákona.

Michael, Nobay a Peel (1994) analyzovali validitu LOP na nestacionárních cenách pšenice mezi USA, Rotterdamem a Japonskem. Autoři prokázali, že i přes systematické krátkodobé odchylky od rovnováhy, neexistují ziskové arbitrážní možnosti, neboli zákon jedné ceny platí.

Vataja (2000) zkoumal zákon jedné ceny na mezinárodních trzích a analyzoval 10 komoditních skupin: olovo, kukuřici, novinový papír, rýži, kaučuk, cukr, cín, pšenici, vlnu a zinek. Ze 17 analyzovaných bilaterálních případů byla u 14 hypotéza LOP potvrzena. Výsledky navíc ukazují, že dvě třetiny odchylek od LOP jsou vyrovnány v průběhu jednoho roku.

Spreen, Kilmer a Pitta (2007) uvedli důkaz důležitosti homogenity produktu, u kterého je zákon jedné ceny analyzován. Náklady balení mohou být odlišné u domácího trhu a vývozního trhu, který má odlišné požadavky. Díky tomu lze očekávat odchylky v cenách a nepotvrzení zákona jedné ceny u zemědělských výrobků, které mají odlišné náklady na balení. Produkt se v takovém případě mění z homogenního na heterogenní. Příkladem může být i za normálních okolností homogenní produkt ovoce a zeleniny, na který jsou v rámci mezinárodního obchodu kladeny vyšší nároky na balení a ošetření než na produkt prodávaný na domácím trhu. Toto se pak odrazí v ceně. Autoři zmíněná stanoviska potvrdili při analyzování cen FOB u čerstvých grapefruitů na trzích Floridy, Japonska, EU a Kanady.

Park, Mjelde a Bessler (2007) aplikovali prahové modely na celkem osm trhů v USA a Kanadě v období od ledna 1998 do prosince 2002. Jejich výsledky poukazují na nelineární přizpůsobování cen zemního plynu a jejich závislost na sezóně, zeměpisné poloze a na tom, zda je trh výrobní či spotřební.

Bakucs a kol. (2012) analyzovali integraci trhů Maďarska a Německa u komodity pšenice. V analyzovaném období pěti let byl zákon jedné ceny prokázán pouze u 27 % pozorování z této doby.

Z hlediska aplikací, autoři jako Miljkovic (1999), Spreen, Kilmer a Pitta (2007) upozorňují na nutnost přesnosti dat v případě posuzování zákona jedné ceny. Základním předpokladem pro zkoumání je, že produkt obchodovaný mezi zeměmi je homogenní. Daný předpoklad může být těžké splnit u některých produktů. Pokud je analyzován zákon jedné ceny, je dobré uvážit i rozdílnost zkoumaných produktů a její možný dopad na platnost zákona.

### **Zákon jedné ceny ve vědeckých časopisech 21. století**

Kapitola se zaměřuje na vybrané publikace z 21. století z vědeckých časopisů s impakt faktorem a podává podrobný přehled o jejich obsahu (viz tabulka č. 3.4). Vybrané články z impaktovaných časopisů jsou seřazeny dle *data publikování*. V tabulce jsou dále uvedeny *jména autorů, cíl práce, použitá data, proměnné, odhadové techniky a hlavní závěry* daných publikací. Tabulka obsahuje 11 publikací, které byly vybrány jako relevantní k vytvoření přehledu o aplikacích zákona jedné ceny jak na agregované, tak desagregované úrovni.

Tabulka č. 3.4 – Přehled řešené problematiky zákona jedné ceny v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2001 <b>Goodwin, Piggott</b>	Aplikovat přístup, který zahrnuje nepozorovatelné transakční náklady. Odhadnout neutrální pásmo (threshold) reprezentující efekt transakčních nákladů na cenové vztahy.	<b>4 trhy v severní Karolině</b> Trhy pro kukuřici: Wiliamston, Candor, Cofield, Kinston. Trhy pro sojové boby: soy-beans: Fayetteville, Raleigh, Greenville, Kinston. centrální trh: Wiliamston, Fayetteville Denní časové řady 2. leden 1992 – 4. březen 1999 (7 let)	<b>Ceny kukuřice a sojového bobu</b>	ADF test Johansenův kointegrační test Model kointegrace dle dvoufázového přístupu od Engla a Grangera (1987). <i>Threshold autoregressive model</i> <i>Multi-threshold error correction model povolující asymetrické reakce</i> Nelineární impulse response funkce	Výsledky potvrzují přítomnost prahu (thresholdu) a silnou integraci trhů, přestože přizpůsobení cen může trvat několik dní. Přizpůsobení je dokončeno obvykle po patnácti dnech. Modely zahrnující threshold vypovídají o rychlejší přizpůsobení odchylek od rovnováhy oproti modelům, kde je threshold ignorován. Pozitivní a negativní šoky obvykle vedou k symetrickým reakcím. Transakční náklady mohou vést k neutrálnímu pásmu, v němž jsou trhy dobře integrovány, přestože ceny nejsou přímo spojeny.
2003 <b>Bessler, Yang, Wongcharu pan</b>	Prozkoumat dynamické vztahy mezi cenami pšenice na trzích pěti regionů.	<b>5 regionů:</b> Kanada, EU, Argentina, Austrálie, USA <b>Období:</b> leden 1981 - červen 1999	Vývozní ceny FOB pšenice	Kointegrační analýza dle Johansenovy metody Vector Autoregressive (VAR) model Vector Error Correction (VEC) model Directed acyclic graphs	Kanada a Austrálie nejsou součástí dlouhodobého kointegračního vztahu. Toto může být důkazem monopolní síly těchto trhů. Ceny z EU, Argentiny a USA jsou součástí dlouhodobého vztahu. Kanada a USA jsou vedoucí trhy v cenách pšenice vůči analyzovaným trhům. USA má významný vliv na tři trhy s výjimkou Kanady. Nezávislost na mezinárodním trhu pšenice způsobuje, že nezávislá politika u dané komodity může být oslabena.
2003 <b>Ceglowski</b>	Analyzovat vnitrostátní odchylky od absolutní a relativní cenové parity. Prošetřit potenciální roli vnitřních hranic ve vnitrostátním cenovém chování.	25 měst Kanady Půlroční časové řady <b>Období:</b> únor 1976 – únor 1993	Maloobchodní ceny 45 druhů spotřebního zboží	Jednorozměrné panelové testy jednotkového kořene: ADF, MW Měření dlouhodobých odchylek a efektů hranic pomocí regresních funkcí.	Většina časových řad je stacionární. Dlouhodobé odchylky cen jsou blízké nule. Provinciální hranice mají statisticky významný vliv na rozdíly cen mezi městy v Kanadě. Pro většinu spotřebního zboží, které bylo analyzováno, vnitrostátní maloobchodní ceny vykazují cenovou paritu jako svoji dlouhodobou charakteristiku.

Tabulka č. 3.4 (pokračování) – Přehled řešené problematiky zákona jedné ceny v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2006 Ahmadi-Esfahani	Otestovat, zda je zákon jedné ceny platný či nikoli pro velkoobchodní potravinářské trhy v Číně.	<b>Regiony Číny:</b> <i>Beijing</i> – trh Xinfadi, <i>Nanjing</i> – trhy Bayunting a Zijinshans, <i>Shanghai</i> – trh Caoan, <i>Shenzhen</i> – trh Buji  Týdenní a denní časové řady cen.  <b>Období:</b> leden 1993 až červen 1999	<b>Ceny komodit</b> týkající se ovoce, zeleniny, fazolí, obilí a masa.	ADF test stacionarity  Kointegrační test dle Engle a Granger (1987)  <i>Nestacionární data:</i> Error Correction model dle Palaskas and Harriss-White (1993).  <i>Stacionární data:</i> Ravallionův model (1986)	Výsledky odhadů naznačují, že zákon jedné ceny neplatí pro většinu zkoumaných trhů. Trhy nejsou integrovány. Pouze 3 páry trhů z 32 zkoumaných jsou kointegrované.  Grangerův test kauzality poukazuje na centrální trh Bayunting, který jednosměrně ovlivňuje ceny na trzích Zijinshan a Caoan.  Sousedící trhy vykazují větší míru integrace. Geograficky vzdálené trhy jsou obecně soběstačné.  Je možné maximalizovat výnosy z distribuce potravin.  Nedostatkem analýzy je nezahnutí transakčních nákladů pro zkoumání jejich dopadů na integraci trhů.
2007 Spreen, Kilmer, Pitta	Ukázat, jak podstatné je při zkoumání zákona jedné ceny analyzovat data takových výrobků, které splňují podmínku homogenity.  Ohodnotit dopad produktových charakteristik, jmenovitě nákladů balení a vybalovací sazby, na ceny FOB balícího skladu.	<b>Domácí trh:</b> Florida  <b>Vývozní trh:</b> Japonsko, Evropská unie, Kanada  <b>Období</b> 2000 - 2001	<b>Ceny FOB</b> balícího skladu <b>čerstvých grapefruitů</b>  Dvě komodity: bílé grapefruity a červené grapefruity	Multi-market equilibrium model  Nelineární programová optimalizace	Ceny FOB jsou shodné u produktů se shodnými produktovými charakteristikami, neboli u produktů které jsou homogenní. Ceny FOB pro domácí trh jsou nižší než pro vývozní trh.  Lze očekávat odchylky od zákona jedné ceny u zemědělských komodit, u kterých se odlišují náklady na balení a vybalovací ceny na domácím a vývozním trhu, poněvadž je produkt heterogenní.  Produktové charakteristiky, jmenovitě náklady balení a vybalovací ceny jsou podstatné faktory, které způsobují odchylku cen FOB.
2009 Egger, Gruber, Pfaffermayr	Zhodnotit zákon jedné ceny u OECD zemí.  Navrhnout nový test podmíněné $\rho$ -konvergence.	24 OECD zemí  Cenové porovnání každých 3 až 5 let  Období: 1980 - 1996	Desagregovaná data 195 mezinárodně porovnatelných produktů	Panelové testy jednotkového koefice  Test podmíněné $\rho$ -konvergence	V období 1990 až 1996 došlo k významné redukci v rozptylu odchylek od zákona jedné ceny a to u obchodovatelného zboží. V případě neobchodovatelného zboží není redukce odhady zaznamenána.  V delším období od roku 1980 do 1996, 9 z 16 zemí vykazují významný pokles rozptylu odchylek od zákona jedné ceny pro obchodovatelné zboží. Existují ovšem i trvalé odchylky od zákona jedné ceny, které jsou specifické pro určité země.

Tabulka č. 3.4 (pokračování) – Přehled řešené problematiky zákona jedné ceny v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2010 Batista, Filho	Odvodit teoretické arbitrážní rovnice, které spojují mezinárodní ceny s mezinárodními obchodními náklady pro vysoce obchodovatelné homogenní zboží. Při tvorbě vzít v potaz různé formy soutěže a efekty zpoždění.  Prozkoumat světový obchod cínou včetně zkoumání zákona jedné ceny.	Země i města  <b>Země:</b> USA, Japonsko, Čína  <b>Města:</b> Baltimore, New York, San Francisco, Los Angeles, New Orleans  <b>Období:</b> 1989 - 2007	CIF a FOB <b>ceny cínu</b>	ADF test  VEC model bez konstanty	Navrhnutý arbitrážní model ukazuje, že je vhodné testovat zákon jedné ceny a zkoumat vztah relativních cen a dopravních nákladů. Odhady poskytují silnou podporu platnosti zákona jedné ceny. Navíc rychlost přizpůsobení mezi prostorově oddělenými trhy je vyšší, než jaká byla odhadnuta v předchozích studiích. Zákon jedné ceny je potvrzen mezi zeměmi USA a Japonskem, zatímco u trhu Los Angeles byla nalezena cenová diskriminace. Trh Los Angeles není konkurenceschopný.  Přestože konkurence napomáhá k integraci trhů, přítomnost malých konkurentů může vést ke zpoždění arbitrážního mechanismu mezi prostorově oddělenými trhy.
2011 Iregui, Otero	Zjistit, zda regiony Kolumbie mohou být charakterizovány jako plně integrované, tzn. rozdíl mezi cenami se udržuje v dlouhodobé rovnováze, neboli diference je stacionární.	<b>13 měst</b> Kolumbie  Panelová data s měsíční frekvencí  <b>Období:</b> leden 1891 až prosince 1905	<b>Ceny 54 potravinářských výrobků</b> , z toho 17 nezpracovávaných a 37 zpracovaných potravinářských výrobků	Individuální jednorozměrné KPSS testy stacionarity  Hadri (2000) test pro stacionaritu panelových dat	Individuální KPSS testy poskytují malou podporu integrace potravinářských trhů.  Při použití Hadriho testu a aplikaci panelových dat včetně malých měst, výsledky svědčí ve prospěch platnosti zákona jedné ceny pro většinu produktů.  Integrace je upřednostňována u měst, které jsou si vzájemně podobné v ekonomické velikosti a počtu obyvatel.
2011 Pérez-Pascual, Sanz-Carnero	Otestovat, zda zákon jedné ceny platí či ne pro celé Španělsko.  Prezentovat alternativní metodu pro analýzu dané problematiky na základě spektrální analýzy.	<b>21 regionů</b> Španělska  Měsíční časové řady  <b>Období:</b> 1891–1905	Velkoobchodní <b>ceny pšenice</b>	Johansenova kointegrační analýza  VEC model pro testování integrace celého státu  Dekompoziční metoda dle spektrální analýzy	Španělský trh s pšenici je přinejmenším pouze částečně integrovaný.  Dle dekompoziční metody se španělský trh pšenice v analyzovaném období blíží k více integrovanému stavu. Proto tento sektor nemůže být charakterizován jako neefektivní.

Tabulka č. 3.4 (pokračování) – Přehled řešené problematiky zákona jedné ceny v 21. století

Rok a autor	Cíl práce	Použitá data	Proměnné	Odhadová technika <sup>1)</sup>	Hlavní výsledky
2012 Bakucs, Brummer, Cramon- Taubadel, Ferto	Otestovat cenovou transmissi mezi trhy Maďarska a Německa. Prošetřit prostorovou integraci mezi vybranými zeměmi.	<b>Trhy:</b> Maďarsko, Německo  Měsíční časové řady  <b>Období</b> leden 2003 - září 2007  243 pozorování	<b>Ceny</b> průmyslových výrobců <b>pšenice</b>	Johansen (2000) CI test  VEC model  Markov-Switching Error Correction model	Standardní VEC model není schopný poskytnout model vystihující vztahy mezi Maďarskem a Německem. Vhodným modelem je Markov-Switching Error Correction model se třemi režimy.  <b>Jeden z režimů</b> zřejmě zachytává velmi neobvyklé cenové propady na maďarském trhu (pouze 5 % pozorování v daném režimu).  <b>Druhý režim</b> představuje běžný obchod a je provázen vysokými objemy mezinárodního obchodu (67 % pozorování v daném režimu).  <b>Třetí režim</b> se nejvíce blíží zákonu jedné ceny. Odhadnutý parametr je roven 0,98. Tento režim se projevuje méně často a je provázen relativně nízkými objemy obchodů, ale rychlou redukcí odchylek od rovnováhy (27 % pozorování v daném režimu).
2012 Rumánková	Ověřit, zda platí zákon jedné ceny na vybraných trzích České republiky na úrovni zpracovatelské vertikály hovězího a vepřového masa.	<b>Trhy:</b> regiony středních Čech, Severovýchodní regiony, Severozápadní regiony, Jihovýchodní regiony a regiony moravskoslezský kraj,  Čtrnáctidenní časové řady  <b>Období</b> květen 2004 – červen 2011  172 pozorování	Velkobochní <b>cena vepřového a hovězího masa</b>	ADF a PP test jednotkového kořene  Test kointegrace  VEC model	Zákon jedné ceny není potvrzen. Cenová transmise mezi regiony není dokonalá.  Přestože zákon jedné ceny nebyl potvrzen, existuje mezi cenami regionů dlouhodobý vztah.  U některých regionů je nalezena jednosměrná závislost cen.  Severovýchodní region se projevuje jako submisivní zatímco Moravskoslezský region lze považovat za dominantní.

Pozn.: <sup>1)</sup> **Odhadová technika** – použité zkratky řazeny abecedně:

**ADF** = Augmented Dickey-Fuller test, **KPSS** = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test, **MW** = Maddala and Wu (1999) test jednotkového kořene, **VAR** = Vector Autoregressive model, **VEC** = Vector Error Correction model

**Zdroj:** vlastní zpracování



## 4 METODIKA PRÁCE

Výzkumná část disertační práce se skládá ze tří dílčích částí. V první části je odvozen teoretický model prostorové integrace regionálních trhů kombinující cenové a množství informace. Následně je odvozený model otestován na základě simulací (druhá dílčí část práce) a aplikován na reálná data (třetí dílčí část práce). Teoretické odvození modelu je uvedeno v následující kapitole č. 4.1. Kapitola 4.2 obsahuje metodický postup druhé a třetí dílčí části práce. V kapitole č. 4.3 je pozornost věnována proměnným, které byly využity v modelu včetně uvedení zdroje dat. V kapitole 4.4 jsou objasněny jednotlivé metody a testy využité v disertační práci v rámci druhé a třetí dílčí části. Poslední kapitola č. 4.5 zahrnuje informaci o použitém softwaru.

### 4.1 Odvození teoretického modelu

Jak uvádí Barrett a Li (2002), oba základní přístupy prostorové integrace trhu – gravitační modely a modely zákona jedné ceny – mají své slabiny, jelikož izolují vzájemně se podmiňující cenové a množství indikátory.

U gravitačních modelů je abstrahování od ceny založeno na předpokladu dostatečně rychlé reakce nabídky a poptávky na cenové změny a rychle se vytvářející tržní rovnováhy. V takovém případě cena nemá na bilaterální obchod významný efekt. Zmíněné předpoklady ale nemusí platit. Zvláště v sektoru zemědělsko-potravinářského trhu není tržní rovnováha utvářena výlučným působením nabídkově-poptávkových vztahů, ale je modifikována dalšími faktory. Faktory specifické pro zemědělství jsou časové zpoždění; cykličnost, periodicitu a sezónnost nabídky; v čase stabilní poptávka po potravinách; omezená skladovatelnost produktů a nákladová náročnost skladování; vliv klimatických podmínek, a v neposlední řadě nízká nabídková pružnost a nízká cenová a důchodová poptávková pružnost (viz např. Voška, 2010). Poslední jmenované specifické faktory zemědělství odporují předpokladům definovaným pro vyloučení cen z gravitačních modelů. Další slabinou gravitačních modelů je, že bez cenových informací nelze typicky určit, zda prostorové podmínky rovnováhy jsou splněny a obchod vyčerpá veškeré renty arbitráže, aby byl Pareto efektivní. Kromě uvedeného existuje riziko opomenutí podstatné proměnné a následný vznik specifikačního problému, kdy ostatní odhadované parametry

jsou vychýlené. Pokud je model špatně specifikován, mohou se objevit další problémy, jako jsou endogenita, heterogenita, nesplnění předpokladů kladených na náhodné složky a další (viz Anderson a van Wincoop, 2003; Baier a Bergstrand, 2007; Stack a Pentecost 2011).

Modely zákona jedné ceny jsou druhým přístupem použitelným k analýze prostorové integrace. Potvrzení existence vyrovnání cen na trzích není ovšem dostatečný důkaz pro prokázání dokonalé integrace trhů (Barrett, Li, 2002). Podstatnou informací je existence vzájemného obchodu. Při jeho neexistenci nelze hovořit o tomto zákonu, přestože jsou ceny shodné. Zobchodované množství mezi prostorově oddělenými trhy je tak nutnou podmínkou pro existenci zákona jedné ceny. Zároveň samotné cenové analýzy nepodávají potřebné informace o skutečném obchodním jednání a faktorech působících na vzájemný obchod.

Ze zmíněných důvodů je zapotřebí při zkoumání prostorové integrace trhů zahrnout do analýzy jak teorii mezinárodního obchodu reprezentovanou gravitačním modelem, tak ekonomickou teorii zákona jedné ceny. Odvozený model uvedený v následujících odstavcích slouží k analýze prostorové integrace pro určitou komoditu, vybranou výzkumníkem. Při odvození je vycházeno jak z velikosti mezinárodního obchodu dané komodity, tak z úrovní cen. Model je odvozen pro odhad na panelových datech.

Tradiční gravitační model obchodu lze definovat pomocí následující rovnice jako:

$$\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln YH_{it} + \beta_4 \ln YH_{jt} + \beta_5 \ln D_{ij} + \sum_{m=1}^M \beta_{6m} \ln ZC_{mijt} + \sum_{n=1}^N \beta_{7n} ZD_{nijt} + \ln u_t. \quad (29)$$

Model je již uveden v logaritmické transformaci. Proměnná  $EX_{ijt}$  představuje vývoz ze země  $i$  do země  $j$  v čase  $t$ . Proměnné  $Y_{it}$  a  $Y_{jt}$  reprezentují ekonomickou a tržní sílu zemí  $i$  a  $j$  v čase  $t$  a jsou zpravidla aproximovány proměnnými HDP či HND.  $YH_{it}$  a  $YH_{jt}$  jsou proměnné zastupující kupní sílu obyvatel a jsou nejčastěji modelovány prostřednictvím HDP na obyvatele či velikostí populace. Proměnná  $D_{ij}$  představuje vzdálenost mezi hlavními městy či obchodními centry zemí. Proměnné podporující či omezující obchod mezi zeměmi  $i$  a  $j$  v čase  $t$  jsou zastoupeny proměnnými  $ZC_{mijt}$  a  $ZD_{nijt}$ , kde  $ZC_{mijt}$  je  $m$ -tá proměnná kardinální povahy a  $ZD_{nijt}$  je  $n$ -tá proměnná binární podoby (tzv. dummy proměnná). Proměnné  $ZC_{mijt}$  a  $ZD_{nijt}$  a jejich celkové množství  $M$  a  $N$  v rovnici závisí na

tržích a komoditách, které budou zkoumány výzkumníkem. Mezi  $ZC_{mijt}$  proměnné, které se mohou objevit v rovnici, lze jmenovat např. směnný kurz, inflaci, hodnotu zahraničních investic atd. Proměnné  $ZD_{nijt}$  reprezentují faktory jako je existence společných hranic, společného jazyka, společné měny, společného náboženství, členství v obchodním toku či dohoda o volném obchodu a další.

V modelu (29) chybí podstatná proměnná – cena, proto je zapotřebí model rozšířit o cenovou informaci. Rozhodnutí obchodníků závisí na relaci mezi cenami respektive rozdílu mezi cenou vývozní a dovozní země, která představuje možnost dosáhnout zisku či ztráty. Tato relace mezi cenami je zahrnuta do modelu prostřednictvím proměnné vyjadřující diferenci cen mezi zeměmi. Odhadnutý parametr dané proměnné pak vyjadřuje efekt jednotkové změny rozdílu ceny na velikost mezinárodního obchodu. Zahrnutí nové proměnné řeší problém gravitační rovnice z hlediska chybné specifikace, avšak na základě rovnice nelze ověřit zákon jedné ceny. Jednou z možností je rozšíření modelu o další rovnici, na základě které bude možné daný zákon otestovat. Model lze definovat v obecné podobě prostřednictvím dvou rovnic:

$$\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln YH_{it} + \beta_4 \ln YH_{jt} + \beta_5 \ln D_{ij} + \sum_{m=1}^M \beta_{6m} \ln ZC_{mijt} + \sum_{n=1}^N \beta_{7n} ZD_{nijt} + \beta_8 \Delta P_{ijt} + \ln u_t, \quad (30)$$

$$P_{it} = \mu + \gamma_1 P_{jt} + \sum_{k=1}^K \sigma_k Z_k + \varepsilon_{it}. \quad (31)$$

Model je rozšířen o proměnnou  $\Delta P_{ijt}$ , která zastupuje diferenci cen mezi zeměmi  $i$  a  $j$  v čase  $t$ . Druhá rovnice (31) vyjadřuje vztah mezi cenami na tržích. Proměnná  $\mu$  představuje konstantu rovnice. Proměnná  $Z_k$  zastupuje  $k$  aditivních proměnných, jako jsou různé typy trendů či umělých nula-jedničkových proměnných podchycujících významné šoky, které mohou být použity v dané rovnici. Proměnná  $\varepsilon_{it}$  je náhodnou složkou nezávisle identicky rozdělenou. Účel a využití druhé rovnice (31) je uveden v pozdějších odstavcích. V následujících odstavcích je pozornost zaměřena na rovnici (30).

Hypotézy pro ověření dopadu cen na mezinárodní obchod mohou být definovány jako:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_8 &= 0 \\ H_1 : \beta_8 &\neq 0. \end{aligned} \quad (32)$$

Pokud nelze nulovou hypotézu ze vztahu (32) zamítnout, odlišnost cen na prostorově oddělených trzích nemá efekt na mezinárodní obchod. Uvedený výsledek svědčí ve prospěch zákona jedné ceny. Ceny se dostatečně rychle vyrovnávají a nepůsobí na velikost zahraničního obchodu. Pokud je nulová hypotéza zamítnuta, rozdíl mezi cenami působí na mezinárodní obchod. Problémem této specifikace je, že diference mezi cenami může být způsobena existencí transakčních nákladů, které v této verzi modelu nebyly očištěny z daného vztahu cen. Transakční náklady mohou hrát významnou roli při odhadu parametru  $\beta_8$ . Z hlediska struktury trhu mohou nastat následující situace:

- transakční náklady jsou nulové, tj.  $TR = 0$ , poté nehrozí nebezpečí zkreslení parametru  $\beta_8$  v první rovnici,
- transakční náklady existují v konstantní výši, tj.  $TR = c$  kde  $c \in \mathbb{R}_{++}$ ,
- transakční náklady existují a mění se v průběhu času, tj.  $TR = fce(time)$ ,
- transakční náklady prošly skokovou změnou, tj.  $TR = c + \lambda d_t$ ,

$$d_t = 1 \text{ pro } t \geq k, k = \text{období změny}$$

Pro odvození očištění transakčních nákladů ze vztahu cen je vycházeno z dokonalé platnosti zákona jedné ceny. V daném případě je cena v dovozní zemi dána součtem ceny v zemi vývozní a transakčních nákladů. Toto lze vyjádřit rovnicí:

$$P_{jt} = P_{it} + T_{ijt}. \quad (33)$$

V uvedeném případě se ceny vyrovnávají dokonale a jejich rozdíl nemá vliv na mezinárodní obchod. Platí zákon jedné ceny. Pokud je ale spočtena prostá diference mezi cenami, tj.  $\Delta P_{ijt} = P_{jt} - P_{it}$ , daná řada obsahuje transakční náklady namísto toho, aby byly hodnoty rovny nule. Pokud vyjdeme z rovnice (33) skutečný rozdíl mezi cenami v kontextu zákona jedné ceny, neboli využitelný zisk resp. ztráta pro obchodníky, lze vyjádřit vztahem:

$$\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - (P_{it} + T_{ijt}), \quad (34)$$

kde proměnná  $\Delta P_{ijt}^*$  reprezentuje rozdíl mezi cenami po odečtu transakčních nákladů. Transakční náklady jsou ale ve většině případů proměnnou neznámou, tedy musejí být aproximovány. Pokud jsou tyto náklady konstantní, lze je odhadnout pomocí konstanty. Vyjdeme-li ze vztahu (33), lze náklady namodelovat pomocí rovnice:

$$P_{jt} = \gamma_1 P_{it} + \mu + v_{2t}, \quad (35)$$

kde  $\mu$  je konstanta modelu, která zastupuje výši transakčních nákladů, parametr  $\gamma_1$  reprezentuje vztah mezi cenami a je v případě dokonalé platnosti zákona jedné ceny roven jedné. Proměnná  $v_{2t}$  je náhodnou složkou modelu. Systematická část modelu (35) reprezentuje efekt ceny vývozní země a transakčních nákladů. S ohledem na vztah (35) lze vztah (34) přepsat do následující podoby:

$$\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - (\hat{\gamma}_1 P_{it} + \hat{\mu}), \quad (36)$$

neboli:

$$\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - \hat{P}_{jt}. \quad (37)$$

kde proměnná  $\Delta P_{ijt}^*$  reprezentuje rozdíl mezi cenami po odčerpání transakčních nákladů. Jinými slovy proměnná  $\Delta P_{ijt}^*$  ve výsledku reprezentuje odhad náhodné složky modelu (35), neboli nevysvětlenou část ceny dovozní země po odčerpání vlivu ceny vývozní země a transakčních nákladů. V případě platnosti zákona jedné ceny v reziduu  $v_{2t}$  zůstává bílý šum a daná proměnná nebude mít efekt na obchod. Pokud zákon jedné ceny neplatí a časové řady mezi sebou nemají vztah, poté by byl parametr  $\gamma_1$  nulový, transakční náklady by byly odčerpány konstantou a zbývající část bude obsažena v reziduu modelu, které je následně využito v navržené gravitační rovnici.

V případě transakčních nákladů, které podléhají vývoji, jako je např. jejich postupné snižování v čase z důvodu různých inovací a technologického pokroku, lze daný vztah modelovat prostřednictvím rovnice:

$$P_{jt} = \mu + \delta t + \gamma_1 P_{it} + v_{3t}, \quad (38)$$

kde  $t$  je trend a  $\mu + \delta t$  představuje trendovou funkci transakčních nákladů. Rozdíl cen očištěný o transakční náklady lze následně vyjádřit jako:

$$\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - (\hat{\gamma}_1 P_{it} + \hat{\mu} + \hat{\delta} t). \quad (39)$$

V případě trendového chování nemusí být nutně aplikována lineární funkce. Pro očištění transakčních nákladů mohou být využity kvadratické, logaritmické či exponenciální funkce, pokud je předpokládán progresivní či regresivní vývoj transakčních nákladů v čase.

V případě skokové změny transakčních nákladů při jejich konstantním chování lze do modelu zařadit umělou nula-jedničkovou proměnnou:

$$P_{jt} = \mu + \lambda d_t + \gamma_1 P_{it} + v_{4t}, \quad (40)$$

kde  $d_t$  je dummy proměnná rovna jedné pro  $t \geq k$ , kde  $k$  je období změny.

Očištěnou diferenci cen o transakční náklady lze získat ze vztahu:

$$\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - (\hat{\gamma}_1 P_{it} + \hat{\mu} + \hat{\lambda} d_t). \quad (41)$$

Rovnice (41) může být dále rozšířena o trendovou složku v celém období či v období před šokem či po šoku v případě komplikovanějšího vývoje transakčních nákladů.

Problém existence transakčních nákladů byl vyřešen aplikací proměnné  $\Delta P_{ijt}^*$  namísto proměnné  $\Delta P_{ijt}$ . Daná proměnná  $\Delta P_{ijt}^*$  je v dále textu uváděna jako „očistěná diference cen“. Testování statistické významnosti parametru  $\beta_8$  lze aplikovat se snížením rizika vlivu transakčních nákladů. Nezamítnutí nulové hypotézy o nulovosti parametru poukazuje na platnost zákona jedné ceny, ovšem jisté je pouze to, že ceny nemají vliv na daný obchod. Zákon jedné ceny nemusí nutně platit, přestože ceny neovlivňují mezinárodní směnu. Toto může nastat na prostorově oddělených trzích, kde se ceny od sebe odchyľují, ale nejsou klíčové pro rozhodnutí obchodníků o objemu vývozu. Obdobně zamítnutí nulové hypotézy nesignaluje ještě o neexistenci zákona jedné ceny a neexistenci integrace trhů. Trh může být integrován nedokonalé. Pro jisté ověření je zapotřebí využít rovnici (31) navrženého modelu. Stupeň integrace je možné ověřit prostřednictvím kointegrační analýzy. Hypotézy jsou:

$$\begin{aligned} H_0 : \varepsilon_t &\sim I(0) \\ H_1 : \varepsilon_t &\sim I(d), d \geq 1. \end{aligned} \quad (42)$$

Nulová hypotéza vyjadřuje stacionaritu reziduí rovnice (31) modelující vztah mezi cenami různých států. V takovém případě jsou ceny na trzích  $i$  a  $j$  kointegrované, tj. ceny identického zboží, resp. komodity se od sebe navzájem trvale neodchyľují, ale konvergují k dlouhodobé rovnováze. Tento výsledek prokazuje integraci trhů  $i$  a  $j$ . Dalším krokem je ověření, zda je integrace dokonalá a platí zákon jedné ceny či se jedná o nedokonalou integraci trhů, tj. kointegrace mezi cenami existuje, ale ceny se nerovnjí sobě navzájem. Pro ověření této otázky je zapotřebí testovat, zda je parametr  $\gamma_1$  z rovnice (31) roven jedné.

Pokud je parametr roven jedné, zákon jedné ceny je potvrzen a trhy jsou dokonale integrovány.

Jelikož je testován zákon jedné ceny, je zapotřebí vzít v úvahu transakční náklady. Transakční náklady jsou odhadovány přímo v rámci rovnice (31) prostřednictvím proměnných  $\mu$  a  $Z_k$ . Pokud mají transakční náklady například klesající deterministický trend, konstanta  $\mu$  a trendová proměnná, označena zde jako  $Z_k$ , budou odhadnuty a při testování se projeví jako statisticky významné.

Pokud výsledky testování (42) modelu (31) svědčí ve prospěch alternativní hypotézy, trhy nejsou integrovány a zákon jedné ceny není potvrzen (viz kapitola 3.3.2).

Celkový model a testovací proces jsou uvedeny v následujícím schématu č. 4.1. Dané schéma obsahuje sumarizaci odvozeného modelu. Systém rovnic (30) a (31) představuje klíčové rovnice. Ostatní pomocné regrese a testovací proces přímo souvisí s těmito rovnicemi. Z hlediska odhadu modelu je vhodné nejdříve analyzovat cenový vztah prostřednictvím rovnice (31). Po jejím odhadu a testování jsou získány informace, zda trhy jsou integrované či nikoli a zda platí zákon jedné ceny. Kromě uvedeného výsledky odhadu dlouhodobého vztahu také obsahují minimálně základní informaci o formě transakčních nákladů, kterou lze využít pro tvorbu proměnné  $\Delta P_{ijt}^*$ . Po vygenerování proměnné očištěné difference cen je odhadnuta rovnice (30) navrženého modelu. Po dovršení všech odhadů a testování parametrů lze determinovat stupeň integrace daných trhů (viz níže). Aby postup byl v souladu s odvozeným modelem, jsou klíčové rovnice ve schématu č. 4.1 prohozeny.

Schéma č. 4.1 – Odvozený model prostorové integrace

$P_{it} = \mu + \gamma_1 P_{jt} + \sum_{k=1}^K \sigma_k Z_k + \varepsilon_t$ $\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln YH_{it} + \beta_4 \ln YH_{jt} + \beta_5 \ln D_{ij} \quad (M1)$ $+ \sum_{m=1}^M \beta_{6m} \ln ZC_{mijt} + \sum_{n=1}^N \beta_{7n} ZD_{nijt} + \beta_8 \Delta P_{ijt}^* + \ln u_t$	
<p>kde:</p> $\Delta P_{ijt}^* = P_{jt} - \hat{P}_{jt}$ <p><math>\hat{P}_{jt}</math> ... teoretická hodnota modelu:</p> <p>a) <math>P_{jt} = \gamma_1 P_{it} + v_{1t}</math> při <math>TR = 0</math></p> <p>b) <math>P_{jt} = \mu + \gamma_1 P_{it} + v_{2t}</math> při <math>TR = c</math> kde <math>c \in R_{++}</math></p> <p>c) <math>P_{jt} = \mu + \delta t + \gamma_1 P_{it} + v_{3t}</math> při <math>TR = fce(time)</math></p> <p>d) <math>P_{jt} = \mu + \lambda d_t + \gamma_1 P_{it} + v_{4t}</math> při <math>TR = c + \lambda d_t</math> kde <math>d_t = 1</math> pro <math>t \geq k</math>, <math>k =</math> období změny</p>	
1. fáze testování:	$H_0 : \varepsilon_t \sim I(0)$ $H_1 : \varepsilon_t \sim I(d), d \geq 1$
2. fáze testování:	$H_0 : \gamma_1 = 1$ $H_1 : \gamma_1 \neq 1$
3. fáze testování:	$H_0 : \beta_8 = 0$ $H_1 : \beta_8 \neq 0$

**Zdroj:** vlastní zpracování

S ohledem na odhadnuté parametry modelu (M1) a jejich testování lze definovat podobu trhu podle následujících pravidel:

- Pokud  $\varepsilon_t \sim I(0)$ ,  $\gamma_1 = 1$  a  $\beta_8 = 0$ , poté je trh dokonale integrovaný, platí zákon jedné ceny a gravitační model může být odhadován bez proměnné ceny.
- Situace  $\varepsilon_t \sim I(0)$ ,  $\gamma_1 = 1$  a  $\beta_8 \neq 0$  by dle ekonomické teorie neměla nastat. První dvě podmínky svědčí o dokonalé integraci a platnosti zákona jedné ceny. Třetí podmínka ale vypovídá o statisticky významném vlivu proměnné vyjadřující rozdíl cen na



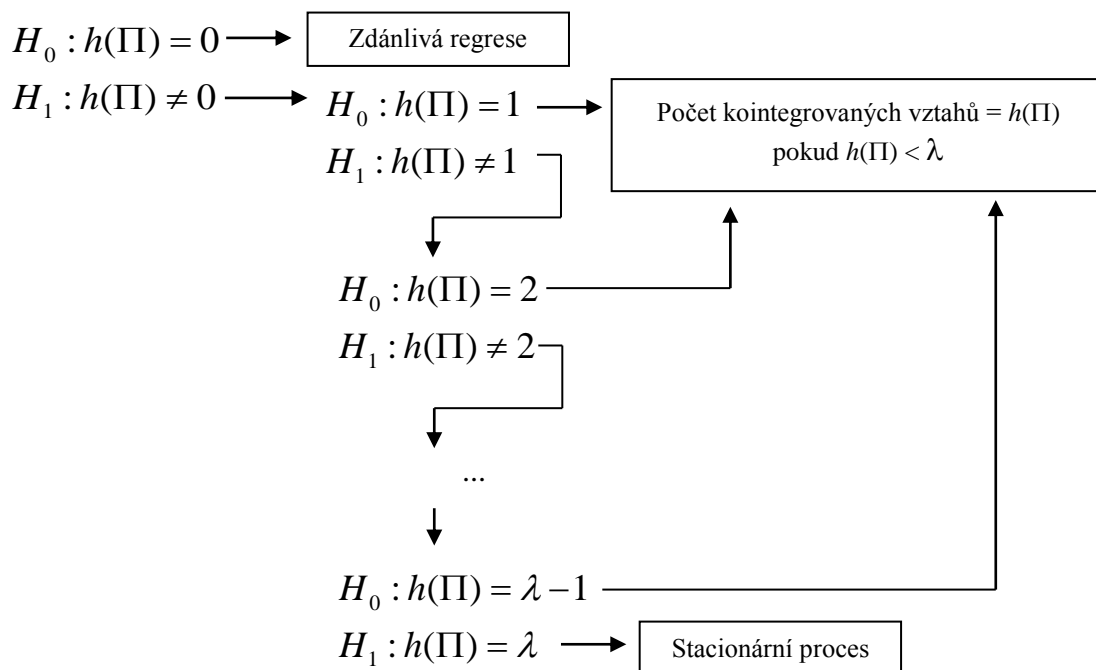
obchod, tedy odporuje předchozímu výroku. Model je v takovém případě možné buď zamítnout jako nefunkční, anebo uvážit možnosti vzniku této situace. Důvodem vzniku daného výsledku lze hledat v kointegračním přístupu. Ten ověřuje dlouhodobou rovnost cen. V dlouhodobém horizontu se ceny vyrovnávají, avšak mohou existovat krátkodobé odchylky cen. Zmíněné krátkodobé odchylky mohou mít dopad na zahraniční obchod a mohou být i důvodem vytvářející se rovnováhy. Pokud nastane daná situace,  $\beta_8 \neq 0$  svědčí o významnosti těchto krátkodobých odchylek.

- Pokud  $\varepsilon_t \sim I(0)$  a  $\gamma_1 \neq 1$ , poté je trh nedokonale integrovaný. Ceny mezi trhy nejsou zcela vyrovnány a odchylky mezi cenami po odčerpání transakčních nákladů mohou mít:
  - statisticky významný vliv na mezinárodní obchod ( $\beta_8 \neq 0$ ), v takovém případě lze usuzovat, že na trhu se postupně vytváří tržní rovnováha, neboť množství obchodu reaguje na odchylky cen a dochází k arbitrážím,
  - nebo mohou být statisticky nevýznamné ( $\beta_8 = 0$ ), v takovém případě nedochází k významným arbitrážím na trhu, které by ovlivnily objem obchodu. Ceny mají mezi sebou vztah, ale trh stagnuje v nedokonalé integraci.
- Pokud  $\varepsilon_t \sim I(d)$ , kde  $d \geq 1$ , poté neplatí zákon jedné ceny a trh není integrován. Je-li v takovém případě:
  - $\beta_8 = 0$ , rozdíl mezi cenami očištěný o transakční náklady nemá vliv na velikost mezinárodního obchodu, trhy jsou z hlediska cenového vlivu segmentované, tj. dochází k obchodům mezi zeměmi z různých důvodů, jako jsou např. dohody či dlouhodobé zvyklosti, avšak obchody nejsou stimulovány cenovými rozdíly dané komodity.
  - $\beta_8 \neq 0$ , rozdíl mezi cenami má významný dopad na mezinárodní obchod, existuje možnost vytvoření integrace.

V modelu (M1) je první rovnice sloužící pro testování zákona jedné ceny uvedena v obecné formě. Dlouhodobý vztah je možné analyzovat prostřednictvím analýzy kointegrace, kterou lze ověřit na základě Engle-Grangerova testu (1987), u kterého jsou rezidua testována na stacionaritě. Uvedené hypotézy ve schématu jsou navrženy pro daný

přístup. Kromě uvedené metodiky lze využít Johansenův test (1988 a 1991) k testování kointegrace a následný odhad modelu vektorové korekce chyby (VEC = Vector Error Correction Model) pro testování parametru  $\gamma_1$ . Při aplikaci Johansenova testu je 2. fáze testování založena na testování hodnosti matice  $\Pi$ . Proces testování v případě uplatnění Johansenova testu nahrazující 2. fázi testování v rámci Engle-Grangerova přístupu je uveden ve schématu č. 4.2. Hodnost matice  $\Pi$  je označena jako  $h(\Pi)$  a počet zkoumaných časových řad je roven  $\lambda$ .

Schéma č. 4.2 – Proces testování kointegrace při aplikaci Johansenova testu



**Zdroj:** vlastní zpracování na základě Arlt, Arltová (2007)

Pokud je kointegrace prokázána, následuje 3. fáze testování významnosti parametru ceny v dlouhodobém vztahu modelu vektorové korekce chyby (VEC). Specifikace modelů (VEC), které byly využity v rámci odhadů, jsou popsány v kapitole 4.4 – *Aplikované metody*.

## **Omezení modelu**

Odvozený model má některá omezení, která se týkají především délky a charakteru dat. Poněvadž je zákon jedné ceny testován na základě principu kointegrace, je zapotřebí nestacionárních časových řad cen. Zmíněný požadavek nevyplývá pouze z modelu, ale taktéž z ekonomické teorie. Pro aplikaci modelu je potřeba použít měsíční či čtvrtletní data, aby mohl být analyzován dlouhodobý vývoj cen a především dopad cen na export. Při použití ročních dat by byla v rovnici vývozu využita očištěná diference cen představující celkový roční průměrný rozdíl cen, který není vhodný k analýze dopadu cen na obchod. V neposlední řadě je zapotřebí zkoumat konkrétní komoditu či skupinu homogenních komodit ze stejné skupiny, které mají konkrétní cenové vyjádření. Jako příklad lze uvést např. pšenici, ječmen, vejce, červené maso, benzín, plyn, měď atd. Nelze tedy modelem zkoumat celkový vývoz všech komodit, neboť nemají cenovou reprezentaci v reálných cenách na trhu.

## 4.2 Obecná metodika simulací a aplikace modelu

Druhá dílčí výzkumná část práce souvisí s ověřením navrženého modelu (M1) na základě simulovaných dat. Pro ověření modelu pro různé struktury trhu je vytvořeno několik scénářů. Pro vybrané scénáře jsou nasimulována data a model je následně odhadován na základě těchto dat. Vztahy mezi proměnnými, resp. parametry jednotlivých rovnic, jsou známy díky simulovaným scénářům. Výsledky odhadů jsou následně porovnány s nadefinovanými parametry v původní simulaci.

Jednotlivé kroky aplikované v rámci druhé dílčí části výzkumu práce týkající se ověření modelu prostřednictvím simulací jsou následující:

- (i) Nadefinování jednotlivých scénářů pro různé struktury trhu.
- (ii) Simulace časových řad a vztahů mezi nimi pro definované struktury trhu.
- (iii) Odhad modelů pro jednotlivé scénáře. V první fázi je odhadována první rovnice navrženého modelu zkoumající platnost zákona jedné ceny. V druhé fázi je pozornost věnována analýze vývozu v rámci druhé rovnice modelu. Postup lze rozepsat do následujících kroků:
  - a) Testování jednotkového kořene časových řad cen.
  - b) Určení adekvátního zpoždění pro test kointegrace.
  - c) Testování kointegrace časových řad.
  - d) Odhad obecného VEC modelu a VEC modelu s restrikcemi.
  - e) Testování modelů na platnost zákona jedné ceny a nalezení nejvhodnějšího modelu pro daná data.
  - f) Vypočet proměnné reprezentující diferenci mezi cenami jednotlivých zemí očištěnou o transakční náklady dle navrženého modelu.
  - g) Odhad gravitační rovnice s proměnnou difference cen, a to pro variantu očištěnou o transakční náklady i neočištěnou.
- (iv) Porovnání výsledků odhadů s původními simulovanými vztahy a nalezení klíčových aspektů modelů.

Konkrétní testy, metody a jejich popis jsou rozebrány v kapitole 4.4 - *Aplikované metody*. Vymezení simulovaných scénářů a dat je popsáno v samotné kapitole simulací 5.1 a 5.2.

Třetí dílčí výzkumná část disertační práce je zaměřena na aplikaci odvozeného modelu na reálná data. Pro analýzu je zvolen trh s vybranými komoditami rostlinné produkce, jmenovitě trh pšenice a ječmene. Rostlinná produkce je vybrána z důvodu splnění podmínky homogenity, která je zapotřebí pro zkoumání platnosti zákona jedné ceny. Dané komodity jsou vybrány z důvodu jejich významnosti na vývozu rostlinných komodit České republiky. Prostorová integrace je analyzována mezi vybranými středoevropskými státy na trhu s vybranými komoditami. Mezi zkoumané státy je zařazena Česká republika, ostatní země Visegrádské čtyřky, tj. Slovenská republika (neboli Slovensko), Polsko, Maďarsko, a dále pak země Německo a Rakousko, které také patří mezi hlavní obchodní partnery ČR. V rámci zkoumání jsou použity časové řady a panelová data. Pro testování zákona jedné ceny jsou aplikovány časové řady cen pšenice a ječmene ve vybraných státech. Časové řady s měsíční frekvencí pokrývají období od července 1995 do prosince 2012, tj. 210 pozorování celkem. Pro následnou determinaci tržní mezinárodní struktury a míry integrace mezi státy je kromě cenové informace využita velikost mezinárodního obchodu a další proměnné, které mohou působit na mezinárodní směnu. Pro tento účel jsou využita data panelová s čtvrtletní frekvencí v období od třetího čtvrtletí 1995 po čtvrté čtvrtletí 2012, tj. celkem 70 pozorování pro jednotlivé země. Období let 1995 až 2012 je vybráno, aby pokrývalo dostatečné období pro analýzu dopadů různých uskupení a formování integrace. Pro dané státy se jedná o uskupení CEFTA a EU. Měsíční frekvence časových řad cen je zvolena proto, aby byly v časových řadách obsaženy podrobné informace o změnách cen v jednotlivých státech a mohl být zkoumán jejich krátkodobý i dlouhodobý vztah. Vztah mezi cenami je analyzován až od července 1995 z důvodu nedostupnosti dat před tímto obdobím pro rakouské ceny. V druhé rovnici odvozeného modelu je zkoumána závislost vývozu daných komodit na proměnných HDP, HDP na obyvatele, populace, směnný kurz ČR, výnosy daných komodit, velikost sklizně resp. osevní plochy daných komodit, členství v EU a očištěné diference cen (více viz kapitoly 6.2.1). Nejnižší agregace u vývozu a mnohých dalších makroekonomických ukazatelů, jako je např. HDP, je dostupná pouze se čtvrtletní frekvencí. Z tohoto důvodu dochází ke změně frekvence dat v druhé fázi odhadu modelů. Měsíční časové řady cen jsou transformovány na čtvrtletní. V dané výzkumné části je opět vycházeno z odvozeného modelu (M1) z kapitoly č. 4.1, viz schéma č. 4.1.

Postup aplikace odvozeného modelu na reálná data je následující:

- (1) Shromáždění a úprava dat pro odhad modelů,
  - nahrazení chybějících hodnot, očištění příslušných časových řad dat o statisticky významnou sezónnost a převod na reálné hodnoty, převod cen na jednotnou měnu.
- (2) Výpočet základních popisných statistik pro klíčové proměnné – vývoz a ceny.
- (3) Odhad první rovnice modelu za účelem analýzy platnosti zákona jedné ceny:
  - a) testování jednotkového kořene a určení řádu integrace  $I(d)$ ,
  - b) testování kointegrace časových řad,
  - c) odhad VEC modelů s různými specifikacemi konstant a trendů,
  - d) výběr vhodné specifikace VEC modelu na základě LR testu,
  - e) testování zákona jedné ceny na základě LR testu.
- (4) Odhad druhé rovnice modelu za účelem analýzy vývozu vybraných komodit:
  - a) tvorba proměnné reprezentující diferenci mezi cenami vývozní a dovozní země očištěnou o transakční náklady,
  - b) modelování vývozu na základě různých modelů (FE, RE, SUR),
  - c) výběr specifikace modelu na základě testování.
- (5) Syntéza a diskuze výsledků zahrnující komplexní výstupy navrženého modelu.

V celé výzkumné práci je vycházeno z přístupu *general-to-specific* neboli od obecného ke specifickému, kdy je prvotně analyzována nejširší varianta modelů a postupně dle testování je varianta zpřesňována na podrobnější specifikace. Interpretace a kvantifikace vztahů na základě odhadnutých modelů je provedena za podmínky *ceteris paribus*.

### 4.3 Proměnné modelu a zdroj dat

V rámci databáze zahraničního obchodu Českého statistického úřadu je sledován vývoz pšenice tvrdé nemleté a ječmene nemletého. Čtvrtletní data obsahují vývoz z České republiky do vybraných středoevropských zemí.

V rámci cen je možné pracovat s cenami pšenice potravinářské a průmyslové. Pro analýzu platnosti zákona jedné ceny je vybrána pšenice potravinářská, jelikož pšenice tvrdá, která je dostupná pro analýzu vývozu, patří do této skupiny. Pšenice potravinářská se člení dle účelu dalšího zpracování na pšenici tvrdou či měkkou, tudíž změny v ceně pšenice potravinářské jsou přímo promítnuty do cen pšenice tvrdé v rámci zahraničního obchodu.

Ceny ječmene lze rozdělit dle kvalitativní třídy na ječmen sladovnický, potravinářský a krmný. V rámci vývozu je dostupný ječmen nemletý (neexistuje členění dle kvalitativního hlediska), který obsahuje všechny druhy ječmene ať k setí či nesetí. Z daného důvodu jsou relevantní všechny jmenované kategorie cen ječmene. Ve většině zemí jsou uveřejňovány statistiky ječmene krmného a sladovnického, mezi kterými je vysoká míra korelace. Při použití obou cen v modelu vzniká problém vysoké multikolinearity. Z tohoto důvodu je vybrán jeden zástupce cen, který odráží výkyvy v cenách různých kvalitativních typů ječmene. Pro odhady jsou využity ceny ječmene krmného, protože údaje této komodity jsou dostupné u všech zemí bez chybějících pozorování. Údaje o ječmenu sladovnickém obsahují mnoho chybějících pozorování, především u zemí Rakouska a Německa.

Měsíční ceny zemědělských výrobců pšenice a ječmene v nominální hodnotě byly za Českou republiku získány z Českého statistického úřadu. Slovenské ceny byly poskytnuty Štatistickým úradem Slovenskej republiky. Polská data byla zakoupena od organizace Główny Urząd Statystyczny. Německé ceny byly shromážděny na základě statistických měsíčních zpráv (Statistischer Monatsbericht) od BMELV (des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) za období od července 2004 do prosince 2012, chybějící data před červencem 2004 byla dopočtena na základě indexů získaných od statistického úřadu Německa – Statisches Bundesamt. Rakouské ceny v období od ledna 1998 do prosince 2012 byly vyhledány v internetové databázi STATcube - Statistical Database of Statistics Austria. Data z dřívějšího období byla

zaslána statistickým úřadem v Rakousku. Maďarské ceny byly získány za období leden 1995 až prosinec 2012 ze statistického úřadu Maďarska.

V případě chybějících pozorování v jednotlivých časových řadách cen jsou hodnoty dopočteny jako průměrný přírůstek mezi krajními známými hodnotami, které jsou časově nejbližší chybějícímu pozorování. Aproximace chybějících pozorování je využita u rakouských cen zemědělských výrobců pšenice v obdobích červen 1997, červen 2002, červen 2006, červen 2007, květen až červenec 2008, leden 2009 a u slovenských cen pšenice v období od května do června 1996.

Časové řady cen jsou otestovány na přítomnost sezónnosti a při její statistické významnosti sezónně očištěny (více viz kapitola č. 4.4 – *Aplikované metody*). Ceny zemědělských výrobců České republiky, Polska a Maďarska jsou převedeny na společnou měnu (EUR za 100 kg) prostřednictvím měsíčních směnných kurzů, které byly získány z EUROSTATU.

V druhé rovnici modelující vývoz pšenice a ječmene jsou využity vysvětlující proměnné zastupující ekonomickou sílu země, jmenovitě HDP vývozní a dovozní země v mil. EUR, proměnné vyjadřující kupní sílu v podobě HDP na obyvatele v EUR/obyvatele či aproximované velikostí populace v mil. osob a taktéž směnný kurz české koruny vůči euru. Data těchto proměnných byla získána z databáze EUROSTATU. Časové řady nominálního HDP a HDP na obyvatele všech zemí jsou očištěny o sezónnost na základě testů sezónnosti (stejný postup jako v případě cen pšenice a ječmene) a převedeny na reálné hodnoty na základě cenových indexů s bází roku 2005 získaných z EUROSTATU.

Aby mohl být analyzován efekt regionálního uskupení na vývoz České republiky, jsou do modelu zahrnuty umělé proměnné, označené dále v práci taktéž jako dummy proměnné, reprezentující členství v EU, resp. CEFTA. Pro tento účel je využita širší specifikace od Chenga a Tsaiho (2008), ve které jsou modelovány tři situace. Dummy proměnná  $EU_2$  reprezentuje efekt členství obou zemí v Evropské unii v čase  $t$  neboli vnitřní efekt členství. Další dvě dummy proměnné představují situaci, kdy je pouze vývozní země ( $EU_X$ ), či pouze dovozní země ( $EU_M$ ) členem EU v čase  $t$  a vyjadřují vnější efekt regionální ekonomické integrace. V rámci analýzy je modelován jednosměrný obchod z České republiky do ostatních zemí. S ohledem na vybrané země k analýze je proměnná  $EU_X$  v modelu redundantní, poněvadž daná proměnná je zcela shodná s proměnnou  $EU_2$ . Pokud ČR není členem EU, není možné, aby obě země byly členem EU



a zároveň v okamžiku, kdy ČR vstoupila do EU, Německo a Rakousko již byly členy a ostatní analyzované země vstoupily do EU ve stejné době. Z tohoto důvodu je v modelu použita pouze proměnná  $EU_2$  a  $EU_M$ . Nutno poznamenat, že ve sledovaném období nečlenství zemí v EU znamená členství v organizaci CEFTA, tudíž je ve výsledku odhadován rozdíl ve vývozu mezi těmito členstvími.

Poněvadž je modelován vývoz zemědělských komodit, jsou do modelu zařazeny proměnné reprezentující produkční stránku dané komodity, jmenovitě se jedná o velikost sklizně v 1000 tunách, velikost osetých ploch v 1000 ha a velikost výnosů 100kg/ha. Data byla získána z databáze EUROSTAT a v modelu jsou využity proměnné jak pro vývozní, tak dovozní zemi. Oseté plochy reprezentují potenciál dané země produkovat dané komodity, obdobně jako velikost sklizně. Proměnná výnosy vyjadřuje výnosnost daného roku sklizně na měrnou jednotku, a tak zastupuje jak klimatické podmínky v daném období pro danou zemi, tak úroveň kvality půdy v dané zemi, management výroby, kvalitu práce atd. K čtvrtletnímu vývozu je zapotřebí přiřadit celkovou roční velikost výnosů resp. velikost sklizně, která měla potenciál ovlivnit vývoz v daných čtvrtletích. Roční velikostí sklizně je myšlena výsledná velikost sklizně po uskutečnění marketingového roku. Období 2000 tak referuje, že sklizeň byla provedena v roce 2000 a odpovídá marketingovému roku 1999/2000. Pšenice ozimá tvoří nad 90 % z celkové sklizně pšenice, proto je jako rozhodující období sklizně a výnosů bráno období sklizně pšenice ozimé, tj. od července do srpna. Po sklizni následuje posklizňová úprava obilí. Po této úpravě daná velikost sklizně může být vyvezena od čtvrtého čtvrtletí daného roku až do třetího čtvrtletí daného roku, kdy dojde k nové sklizni produkce. Na základě těchto informací je v modelu vyjádřen následující vztah mezi sklizní (výnosy) a obchodním tokem. Vývoz, resp. dovoz pšenice v období od čtvrtého čtvrtletí roku A (např. IVq:2000) do třetího čtvrtletí následujícího roku B (např. IIIq:2001) je ovlivněn sklizní resp. výnosy roku A (rok sklizně 2000, resp. marketingový rok 1999/2000). Jelikož oseté plochy určitého roku korespondují s produkcí v následujícím roce, je zapotřebí danou proměnnou v modelu zpozdít o další jeden rok. Ve výsledku vývoz/dovoz od čtvrtého čtvrtletí roku A (např. IVq:2000) až po třetí čtvrtletí následujícího roku B (tj. IIIq:2001) je závislý na osetých plochách roku předcházejícího-roku-A (tj. 1999), jež budou sklizeny v roce A (tj. 2000).

Výnos komodity je dán poměrem sklizně a sklizňové plochy, proto nejsou v modelu využity všechny tři proměnné ale pouze dvě proměnné. V modelu je primárně využívána

proměnná výnosů zastupující klimatické podmínky daného období, která je doplněna o další proměnnou, buď velikostí celkové sklizně, nebo plochou osevu. Kolinearita mezi výnosy a velikostí sklizně (resp. osetou plochou) je ověřena na základě párových korelačních koeficientů.

V neposlední řadě daná rovnice obsahuje vygenerovanou očištěnou diferenci cen získanou na základě pomocných regresí.

Konkrétní deklarace proměnných pro dané komodity je uvedena v příslušných kapitolách aplikace modelu, jmenovitě 6.1.1 a 6.2.1.

## **4.4 Aplikované metody**

### **Testování sezónnosti**

Pro testování sezónnosti jsou využity následující testy: F-test přítomnosti sezónnosti, neparametrický test sezónnosti založený na Kruskal-Wallisově statistice a test pro proměnlivou sezónnost (tzv. moving seasonality). Testy jsou spočteny na základě multiplikativní dekompozice a modulu Census X12 v softwaru EViews, ver. 7. Časové řady, ve kterých je detekována statisticky významná sezónnost, jsou očištěny. V případě přítomnosti sezónnosti pouze dle F-testu sezónnosti či Kruskal-Wallisova testu jsou využity stabilní sezónní faktory. V případě významné proměnlivé sezónnosti jsou využity sezónní faktory založené na tzv. „moving seasonality ratio“. V případě nevýznamné sezónnosti dle všech testů jsou časové řady ponechány v původních hodnotách. Při rozhodování o zamítnutí nulové hypotézy je brána jako rozhodující 5% hladina významnosti. EViews zobrazuje podrobný výstup výpočtu statistik, ale v případě F-testů nezobrazuje hodnoty p-value, proto jsou tyto hodnoty dopočteny pomocí softwaru Gretl.

### **Odhad první rovnice modelu – analýza kointegrace a platnosti zákona jedné ceny**

Následující postup testování kointegrace a zákona jedné ceny je uplatněn jak v případě odhadu modelu na simulovaných datech, tak při aplikaci modelu na reálná data.

Časové řady cen jednotlivých komodit a zemí jsou otestovány na stacionaritu na základě rozšířeného Dickeyova-Fullerova (ADF) testu od autorů Dickey a Fuller (1979), Phillipsova-Perronova (PP) testu (1988) a Kwiatkowski-Philips-Shmidt-Shinova (KPSS) testu (1992). Popis rozdílů mezi jednotlivými testy byl uveden v kapitole č. 3.3.2 (str. 47).

Optimální zpoždění endogenní proměnné u ADF testu sloužící pro odstranění problému autokorelace je určeno na základě automatické selekce dle Schwarzova (SIC) informačního kritéria (Schwarz, 1978), ve kterém je maximální počet zpoždění roven dvanácti z důvodu měsíčních dat. Při rozhodování, kterou variantu ADF testu považovat za správnou aproximaci procesu, je postupováno dle systému *general-to-specific*. Nejdříve je uvažována nejvíce obecná varianta s konstantou a trendem. V této variantě je testována významnost trendu na základě t-testu. Pokud je trend významný, je jako rozhodující pro vyhodnocení brána tato varianta. Pokud není trend významný, je testována varianta s konstantou na významnost konstanty pomocí t-testu. Opět v případě její významnosti je uvažována varianta s konstantou a bez trendu. V případě nevýznamnosti konstanty je u simulovaných dat vybrána varianta bez konstanty a trendu. U reálných dat je přihlíženo k modelu s konstantou, neboť ponechání konstanty v modelu řeší riziko nesplnění předpokladu o nulovosti průměru náhodné složky. Pro vyhodnocení významného trendu, resp. konstanty je dostatečná 10% hladina významnosti, jelikož opomenutí podstatné proměnné má negativní dopad na zkreslení výsledků. U PP testu jsou odhadovány varianty modelu bez konstanty a trendu, s konstantou, s konstantou a trendem. Rozhodnutí o výběru varianty modelu je provedeno stejným způsobem jako u ADF testu. V případě KPSS testu je otestována jak varianta s konstantou, tak varianta s konstantou a trendem. Volba zpoždění je určena na základě automatické selekce SIC kritéria. Maximální počet zpoždění je roven dvanácti.

Pro rozhodnutí o zamítnutí resp. nezamítnutí nulových hypotéz testů jednotkového kořene je jako klíčová hladina významnosti brána 5% hladina významnosti. Pro lepší přehlednost jsou testy vyhodnocovány i na dalších hladinách významnosti.

Dle výsledků testů jednotkového kořene je následně určen řád integrace. V případě, že jsou časové řady integrovány stejného řádu, je testována kointegrace časových řad. Testování kointegrace časových řad je provedeno na základě Johansenova přístupu (1988, 1991), více viz kapitola 3.3.2 (str. 51) a kapitola 4.1 (str. 70)

Před samotným testováním kointegrace je nejprve stanoven počet zpoždění. Nejprve jsou spočtena informační kritéria, jmenovitě Schwarzovo (1978) informační kritérium (SIC), Akaikeho (1974) informační kritérium (AIC) a Hannan-Quinn (1979) informační kritérium (H-Q) (více viz Greene, 2007). Pro zpoždění, která určují jmenovaná kritéria, jsou odhadnuty VAR modely s konstantou. Jelikož je možná existence proměnlivých

transakčních nákladů v čase, jsou odhadovány i VAR modely s konstantou a trendem v jednotlivých rovnicích. Zda ponechat trend v daném modelu je rozhodnuto na základě testování statistické významnosti trendu v rámci modelu prostřednictvím LR testu. VAR modely s trendem či bez trendu pro jednotlivá zpoždění dle informačních kritérií jsou následně testovány na splnění předpokladů o náhodné složce. V rámci simulací je testována autokorelace, heteroskedasticita a normalita reziduí. V případě reálných dat je pozornost věnována především autokorelaci, neboť korelace reziduí byla často se vyskytujícím problémem. Pro test kointegrace je vybráno zpoždění, které dosahuje nejlepších výsledků výše jmenovaných testů VAR modelu.

Po určení adekvátního zpoždění je aplikován opět Johansenův test kointegrace (viz kapitoly 3.3.2 a 4.1) odhadovaný metodou maximální věrohodnosti (MLE – *Maximum Likelihood Estimator*). V rámci testování kointegrace jsou stanoveny různé předpoklady o deterministickém trendu jak v dlouhodobém, tak i v krátkodobém vztahu. Na základě těchto předpokladů jsou následně odhadovány různé specifikace VEC modelů. Celkově je možné otestovat pět variant. U první varianty je předpokládána neexistence deterministického trendu v obou vztazích, tj. konstanta ani trend nejsou přítomny v krátkodobém či dlouhodobém vztahu. Daný VEC model lze vyjádřit pomocí rovnice:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot [B Y_{t-1}] + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t \quad (43)$$

kde  $Y_t$  je  $l$ -rozměrný vektor obsahující  $l$  endogenních proměnných. Delta  $\Delta$  značí první diference endogenních proměnných,  $\alpha$  představuje  $l \times 1$  rozměrný vektor parametrů zatížení dlouhodobého vztahu,  $B$  reprezentuje matici o velikosti  $l \times l$  obsahující jednotlivé parametry zpožděných endogenních proměnných reprezentující dlouhodobý vztah, tj. v tomto značení každý řádek matice  $B$  reprezentuje jeden kointegrační vektor (pozn. odlišnost značení oproti některým publikacím, ve kterých  $B$  je vektor kointegračního vztahu),  $\Gamma_s$  představuje matici velikosti  $l \times l$  reprezentující parametry krátkodobého vztahu pro dané zpoždění  $s$ ,  $u_t$  je  $l$ -rozměrný vektor stochastické proměnné splňující předpoklady bílého šumu. V této variantě není žádná konstanta ani deterministický trend v modelu.

Druhá varianta VEC modelu předpokládá neexistenci deterministického trendu v krátkodobém vztahu, avšak významnost konstanty v dlouhodobém vztahu, neboli:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu] + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t \quad (44)$$

kde  $\mu$  je  $l \times 1$  rozměrný vektor konstant v dlouhodobém vztahu.

Ve třetí variantě je konstanta zahrnuta jak do dlouhodobého tak krátkodobého vztahu. Daná varianta je rozšířena o předpoklad lineárního trendu v originálních datech. Vztah lze vyjádřit rovnicí:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu] + c + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t \quad (45)$$

kde  $c$  je  $l \times 1$  rozměrný vektor konstant odhadovaných v krátkodobém vztahu.

Čtvrtá varianta obsahuje oproti předchozí navíc předpoklad lineárního trendu v dlouhodobém vztahu, tj. trend je zahrnut do kointegračních vektorů, neboli:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu + \delta \cdot t] + c + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t \quad (46)$$

kde  $\delta$  reprezentuje  $l \times 1$  rozměrný vektor parametrů časového vektoru.

Poslední varianta zahrnuje deterministický lineární trend do dlouhodobého i krátkodobého vztahu, tedy uvažujeme kvadratický trend v originálních datech. Rovnicí se daný vztah dá vyjádřit jako:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu + \delta \cdot t] + c + d \cdot t + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t \quad (47)$$

kde  $d$  je  $l \times 1$  rozměrný vektor parametrů časového vektoru v krátkodobém vztahu.

Přehled všech variant VEC modelu, resp. variant testování kointegrace je pro lepší orientaci zobrazen v tabulce č. 4.1.

Tabulka č. 4.1 – Varianty testování kointegrace

Typ VEC modelu	Dlouhodobý vztah		Krátkodobý vztah		Zápis VEC modelu
	konstanta	trend	konstanta	trend	
<b>Varianta 1</b>	ne	ne	ne	ne	$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1}] + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t$
<b>Varianta 2</b>	ano	ne	ne	ne	$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu] + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t$
<b>Varianta 3</b>	ano	ne	ano	ne	$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu] + c + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t$
<b>Varianta 4</b>	ano	ano	ano	ne	$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu + \delta \cdot t] + c + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t$
<b>Varianta 5</b>	ano	ano	ano	ano	$\Delta Y_t = \alpha \cdot [BY_{t-1} + \mu + \delta \cdot t] + c + d \cdot t + \sum_{s=1}^S \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + u_t$

Zdroj: vlastní zpracování

V případě existence kointegrace u více variant VEC modelů je pro výběr vhodné varianty aplikován LR test. Z kointegrovaných variant je jako první otestována varianta nejobecnější, která obsahuje největší počet parametrů (tzv. neomezený/unrestricted model). Ta je testována na významnost dodatečných parametrů oproti variantě specifitější (omezený/restricted model). V případě nulovosti dodatečných parametrů je uvažována daná varianta specifitější a v případě existence třetí kointegrované varianty s menším počtem parametrů je opět LR test zopakován. Celý proces končí u varianty, u které je nulová hypotéza o nevýznamnosti parametrů obecnější varianty zamítnuta. LR testová statistika má následující podobu:

$$LR = 2 \left[ \ln L(\hat{\theta}_U) - \ln L(\hat{\theta}_R) \right] \quad LR \sim \chi^2(p) \quad (48)$$

kde  $L(\hat{\theta}_U)$  je logaritmus pravděpodobnostní funkce neomezené verze modelu a  $L(\hat{\theta}_R)$  je logaritmus pravděpodobnostní funkce verze modelu s restrikcemi. Testová statistika má  $\chi^2$  rozdělení s  $p$  stupni volnosti, kde  $p$  značí množství uvalených restrikcí. V případě, že testová statistika překročí kritickou hodnotu  $\chi^2_\alpha(p)$ , je nulová hypotéza zamítnuta a neomezený model je lepší než model s restrikcemi.

V neposlední řadě je otestována samotná platnost zákona jedné ceny. V tomto případě je zapotřebí otestovat, zda parametr ceny vývozní ceny je skutečně roven jedné, resp. v kointegračním vektoru roven mínus jedné. K tomuto účelu je využit opět LR test. Hypotézy pro testování zákona jedné ceny jsou:

$$\begin{aligned} H_0 : \gamma_1 &= -1 \\ H_1 : \gamma_1 &\neq -1 \end{aligned} \quad (49)$$

Parametr  $\gamma$  představuje parametr ceny dovozní země v dlouhodobém vztahu. Hypotézy jsou ověřeny na základě LR testu.

### **Tvorba očištěné difference cen o transakční náklady**

V rámci simulací jsou vytvořeny tři difference cen, aby mohl být zkoumán dopad očištění transakčních nákladů na rovnici vývozu. Pro odhad očištěných verzí je aplikována běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ). Popis daných diferencí, které byly využity, je přiblížen v kapitole týkající se odhadu na simulovaných datech.

V případě reálných dat jsou odhadnuty pomocné regrese (viz schéma č. 4.1) obsahující pouze konstantu anebo konstantu a deterministický trend. Pro odhad byla

využita metoda BMNČ. Obecnější varianta s trendem je testována na významnost časového vektoru prostřednictvím t-testu. V případě statistické významnosti trendu jsou rezidua vygenerovaná z modelu zahrnujícího konstantu a trend. V případě jeho statistické nevýznamnosti jsou rezidua vygenerována z modelu s konstantou. Rezidua představují očištěnou diferenci cen, která je následně použita v odhadu druhé rovnice navrženého modelu.

### **Druhá rovnice modelu – analýza vývozu vybraných komodit**

Jelikož v rámci simulací je modelován vývoz pouze mezi dvěma zeměmi, je druhá rovnice navrženého modelu v případě simulovaných dat odhadována běžnou metodou nejmenších čtverců. Odhadnutý model je testován na autokorelaci 1. až 4. řádu Breusch-Godfreyovým LM testem, na heteroskedasticitu Whiteovým testem a normalitu reziduí Jarque-Bera testem (viz Greene, 2007; Hill, Griffiths a Lim, 2008; StataCorp, 2009). V případě nesplnění předpokladu homoskedasticity či autokorelace je model odhadnut na základě robustních odhadů.

V rámci reálných dat je v druhé rovnici navrženého modelu zkoumána závislost vývozu České republiky do vybraných zemí na vybraných ekonomických ukazatelích. Při odhadu modelu jsou zkoušeny různé specifikace modelu (viz příloha č. 2). Porovnávány jsou modely buď s proměnnou HDP na obyvatele, anebo s proměnnou populace. Dále byly odhadovány modely buď s velikostí sklizně, či s osetými plochami. Výsledná specifikace modelu je vybrána na základě ekonomické a statistické verifikace.

Za účelem kontroly heterogenity mezi průřezovými jednotkami jsou odhadovány modely fixních, resp. náhodných efektů. V základní specifikaci jsou aplikovány fixní efekty pro páry zemí  $\alpha_{ij}$  (*country-pair effect*), viz Cheng a Wall (2005), Cheng a Tsai (2008), Fidrmuc (2009), Bubáková (2013c). Další možností je specifikování fixních efektů zvlášť pro vývozní a dovozní zemi. Jelikož endogenní proměnná vývozu obsahuje pouze vývoz z České republiky do ostatních zemí, je efekt pro vývozní zemi shodný s konstantou modelu a efekt dovozní země je shodný s efektem pro pár zemí  $\alpha_{ij}$ . Z uvedeného důvodu jsou si obě specifikace sobě rovny.

Přítomnost fixních efektů je otestována na základě F-testu o vzájemné rovnosti individuálních konstant (viz kapitola 3.2.7, str. 28). V případě výběru modelu fixních efektů na základě F-testu je daný model porovnán vůči modelu náhodných efektů na

základě Hausmanova testu (Hausman, 1978). Testová statistika a princip testu byly objasněny v rámci teoretických východisek (kapitola 3.2.7, str. 32). Při zamítnutí nulové hypotézy Hausmanova testu je brán v potaz model fixních efektů. V případě nezamítnutí nulové hypotézy je pracováno s modelem náhodných efektů.

V případě výběru modelu FE je odhadnutý model otestován na přítomnost autokorelace panelových dat, heteroskedasticity a korelace reziduí průřezových jednotek neboli *contemporaneous correlation*. Autokorelace panelových dat je ověřena na základě testu navrženého Wooldridgem (2010). Heteroskedasticita je zkoumána na základě modifikovaného Wald testu. V případě zamítnutí hypotéz o homoskedasticitě či neautokorelovanosti reziduí je model odhadnut s robustními odhady, konkrétně s panelově opravenými standardními chybami (více viz StataCorp., 2009). Korelace reziduí průřezových jednotek (*contemporaneous correlation*) je otestována Breusch-Paganovým LM testem nezávislosti. V případě potvrzení vzájemné korelace mezi rezidui v rámci rovnic je odhadnut model soustavy zdánlivě nesouvisejících regresí (SUR = *Seemingly unrelated regression*).

## 4.5 Software

Pro simulaci dat v první výzkumné části je využit software MATLAB, verze 7.11.0.584 (R2010b), který umožňuje vygenerování časových řad dle stanovených požadavků včetně zahrnutí náhodné složky u jednotlivých proměnných a rovnic. Testy a očištění sezónnosti, testování jednotkových kořenů, kointegrace a odhad VEC modelů je provedeno v softwaru EViews, verze 7.2, jelikož je software zaměřen na analýzu časových řad a poskytuje podrobnější výstupy a možnosti nastavení při testování sezónnosti, stacionarity, kointegrace a při odhadu VEC modelů. Pro odhady modelů vývozu a pomocných regresí je využit software STATA, verze 11. Daný software byl vybrán z důvodů jeho širokých možností práce s daty, využití psaní vlastních příkazů a jeho flexibility. Pro případné dopočty hodnot p-value je využit software GRETL verze 1.9.8.



## 5 TESTOVÁNÍ TEORETICKÉHO MODELU NA ZÁKLADĚ SIMULACE

Před aplikací modelu na reálná data je model prvotně otestován na základě odhadu na simulovaných datech. Následující kapitoly obsahují vymezení scénářů, popis simulace dat a výsledky odhadů na simulovaných datech pro jednotlivé scénáře. Celkové shrnutí výsledků simulací je uvedeno v kapitole 5.4.

### 5.1 Vymezení scénářů

Na základě simulace je otestován navržený model (M1) uvedený ve schématu č. 4.1. Pro vytváření scénářů a simulací jsou vzaty v potaz následující:

1. Z hlediska zákona jedné ceny mohou nastat tři situace:
  - dokonalá platnost zákona jedné ceny neboli časové řady cen jsou kointegrovány a parametr ceny je roven jedné, tj.  $\varepsilon_t \sim I(0) \wedge \gamma_1 = 1$ ,
  - nedokonalá platnost zákona jedné ceny neboli časové řady cen jsou kointegrovány, ale parametr ceny není roven jedné, tj.  $\varepsilon_t \sim I(0) \wedge \gamma_1 \neq 1$ ,
  - zákon jedné ceny se neprosazuje vůbec, neboli časové řady cen nejsou kointegrovány, tj.  $\varepsilon_t \sim I(d)$ ,  $d \geq 1$ .
2. Transakční náklady mohou hrát významnou roli při odhadu parametru  $\beta_8$ . V rámci simulací jsou uvažovány následující možnosti existence transakčních nákladů:
  - transakční náklady jsou nulové, tj.  $TR = 0$ ,
  - transakční náklady existují avšak v konstantní výši, tj.  $TR = c$  kde  $c \in \mathbb{R}_{++}$
  - transakční náklady existují a mění se v průběhu času, tj.  $TR = fce(time)$ .
3. Rozdíl mezi cenou vývozní a dovozní země:
  - může mít efekt na export, tj.  $\beta_8 \neq 0$  a nebo
  - nemusí mít efekt na export, tj.  $\beta_8 = 0$ .

Vyjmenované body jsou kombinovány a pro ověření modelu je vytvořeno 6 scénářů. Ve všech scénářích jsou uvažovány pouze dvě země, země A a země B. Dvě země jsou dostatečné pro ověření funkčnosti modelu a nalezení jeho klíčových aspektů. Země A označena indexem  $i$  je větší zemí, která vyváží zboží do země B. Země B je dovozní zemí a je označena indexem  $j$ . Vybrané scénáře jsou uvedeny v tabulce č. 5.1.

Tabulka č. 5.1 – Scénáře pro simulaci dat a testování modelu

	Zákon jedné ceny	Transakční náklady	Efekt rozdílu cen na vývoz
<b>Scénář A</b>	prosazuje se dokonale	nulové	nulový
<b>Scénář B</b>	prosazuje se dokonale	konstantní	nulový
<b>Scénář C</b>	prosazuje se dokonale	klesající	nulový
<b>Scénář D</b>	prosazuje se nedokonale	konstantní	nulový
<b>Scénář E</b>	prosazuje se nedokonale	konstantní	existence vlivu
<b>Scénář F</b>	neprosazuje se	nulové	země spolu neobchodují

Zdroj: vlastní zpracování

První tři scénáře A, B a C uvažují dokonalou platnost zákona jedné ceny a nulový efekt rozdílu cen na zahraniční obchod. Uvedené scénáře se odlišují v existenci transakčních nákladů a jejich výši, aby mohl být analyzován dopad těchto nákladů na modelování zákona jedné ceny, a taktéž zkoumána významnost transakčních nákladů při odhadu gravitační rovnice. Scénář A předpokládá nulové transakční náklady. Scénář B uvažuje existující avšak konstantní transakční náklady. Scénář C uvažuje klesající transakční náklady během času díky inovacím a lepším technologiím. Ve scénářích D a E mají ceny mezi zeměmi dlouhodobý vztah, ale parametr ceny není roven jedné, tj. trhy jsou integrovány z hlediska cenové informace nedokonale. V obou scénářích je uvažováno s konstantními transakčními náklady. Oproti předchozím scénářům A, B a C odhad těchto scénářů umožňuje ověřit, zda kointegrace bude odhalena a zároveň zamítnuta platnost zákona jedné ceny. Rozdíl mezi scénáři D a E je v dopadu rozdílu cen mezi zeměmi na vývoz. Scénář D představuje situaci, kdy rozdíl cen nemá dopad na vývoz, zatímco ve scénáři E rozdíl mezi cenami má dopad na zahraniční obchod. Odhady modelů pro scénář D a E by měly vést k odlišné významnosti parametru  $\beta_8$ . Pro úplnost je vytvořen scénář F, který vystihuje tržní strukturu, u které integrace neexistuje. Ceny v zemích mezi sebou nemají vztah, tj. každá proměnná ceny se vyvíjí samostatně a nezávisle na druhé.

Mohlo by být argumentováno, že navržené očištění transakčních nákladů z proměnné difference cen prostřednictvím pomocných regresí v rámci odvození modelu (M1) není zapotřebí. Pokud difference cen nemá efekt na vývoz, neprojeví se v modelu, poněvadž daný vztah neexistuje. Avšak prostá difference cen nebude při platnosti zákona jedné ceny nulová, ale bude mít podobu určitého vývoje v podobě transakčních nákladů. Z tohoto důvodu může její dosazení do modelu vést ke zkreslení parametru  $\beta_8$ . V případě, že

existence transakčních nákladů a jejich neočištění ze vztahu cen má dopad na vyhodnocení statistické významnosti parametru  $\beta_8$ , je otázkou, zda navržené očištění se projeví jako dostatečné pro řešení daného problému. Pro zodpovězení daných otázek jsou simulovány různé typy vývoje transakčních nákladů a při odhadech je analyzován jak dopad očištění, tak dopad neočištění těchto nákladů. V rámci odhadů jsou brány v potaz tři varianty výpočtu difference ceny:

a) varianta s prostým rozdílem/diferencí vývozní a dovozní ceny, tj.:

$$\Delta_1 P_{ijt} = P_{jt} - \hat{P}_{it}, \quad (50)$$

b) varianta s odčerpáním konstantních transakčních nákladů neboli:

$$\Delta_2 P_{ijt} = P_{jt} - \hat{\mu} - \hat{\gamma}_1 P_{it}, \quad (51)$$

c) varianta s odčerpáním nekonstantních transakčních nákladů s lineárním poklesem, tj.:

$$\Delta_3 P_{ijt} = P_{jt} - \hat{\mu} - \hat{\alpha} t - \hat{\gamma}_1 P_{it}. \quad (52)$$

Dosazení proměnné ze vztahu (50) reprezentuje situaci bez očištění transakčních nákladů. V případě proměnné ze vztahu (51) a (52) je difference ceny očištěna o konstantní, resp. proměnlivé transakční náklady.

## 5.2 Simulace dat

Časové řady jednotlivých proměnných jsou simulovány tak, aby odpovídaly charakteru, resp. typu časových řad v reálné ekonomice. Velikost některých parametrů je tak předem determinována na základě ekonomické teorie. Oproti tomu konkrétní velikost některých parametrů proměnných, které nejsou určeny teorií, je nastavitelná výzkumníkem a je stanovena tak, aby graf časové řady odpovídal možnému průběhu v reálném světě. Příkladem může být simulace proměnné HDP, která je v praxi zpravidla nestacionární časovou řadou. Z tohoto důvodu musí být pozorování časové řady simulována jako nestacionární. Jelikož má proměnná HDP trendové chování, je ve výsledku pro simulaci proměnné HDP vybrán model náhodné procházky s konstantou. Naproti tomu konkrétní velikost konstanty není podstatná, jelikož se může jednat o libovolnou zemi a libovolné jednotky.

Z teoretických východisek gravitačních modelů vyplývá, že zahraniční obchod je závislý na velikosti HDP obou zemí, populace či HDP na obyvatele, vzdálenosti mezi zeměmi a dalšími proměnnými, které omezují či podporují obchod. Kromě uvedených proměnných je v odvozeném modelu (M1) přidána proměnná očištěné difference cen mezi vývozní a dovozní zemí. Pozorování těchto proměnných je zapotřebí nasimulovat v souvislosti s definovanými scénáři. Ve scénářích jsou uvažovány dvě země, a proto je zapotřebí nasimulovat časové řady následujících proměnných: HDP vývozní země  $i$  v čase  $t$  ( $HDP_{it}$ ), HDP dovozní země  $j$  v čase  $t$  ( $HDP_{jt}$ ), populace vývozní země  $i$  v čase  $t$  ( $POP_{it}$ ), populace dovozní země  $j$  v čase  $t$  ( $POP_{jt}$ ), cena ve vývozní zemi  $i$  v čase  $t$  ( $P_{it}$ ), cena v dovozní zemi  $j$  v čase  $t$  ( $P_{jt}$ ), transakční náklady při převozu zboží ze země  $i$  do země  $j$  v čase  $t$  ( $TR_{jit}$ ), export ze země  $i$  do země  $j$  ( $Export_{jit}$ ). Každá simulovaná proměnná má vlastní stochastickou proměnnou, která byla vygenerována jako náhodná proměnná normovaného normálního rozdělení. Jelikož jsou uvažovány pouze dvě země, vzdálenost mezi zeměmi je konstantní a má nulový efekt na export, stejně jako existence společných hranic a společného jazyka. Pro zjednodušení simulací je dále uvažováno, že se obě země účastní stejných dohod o volném obchodu. Pro každou proměnnou je v softwaru MATLAB vygenerováno 1000 pozorování. Příslušné kódy simulace dat jsou přiloženy v příloze č. 3. Následující odstavce obsahují informace o nastavení parametrů u simulovaných proměnných, vztahy mezi proměnnými pro jednotlivé scénáře a příslušné grafy simulovaných dat.

### ***Proměnné HDP a populace***

HDP vývozní a dovozní země jsou simulovány jako dva nezávislé modely náhodné procházky s konstantou (*random walk with a drift*) poněvadž se zpravidla jedná o nestacionární časové řady s trendovým chováním. Populace má zpravidla rostoucí avšak degresivní průběh, proto je pro simulaci populace využita logaritmická trendová funkce. Příslušné rovnice a grafy simulovaných proměnných jsou zobrazeny ve schématech č. 5.1 a 5.2.

Schéma č. 5.1 – Nastavení simulace proměnné HDP vývozní a dovozní země

HDP vývozní země	
Obecná rovnice	$HDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HDP_{it-1} + e_{HDPi}$
Nastavení parametrů	$HDP_{it} = 0,5 + 1 \cdot HDP_{it-1} + e_{HDPi}$
Nastavení poč. hodnoty	$HDP_{i(1)} = 20$
HDP dovozní země	
Obecná rovnice	$HDP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 HDP_{jt-1} + e_{HDPj}$
Nastavení parametrů	$HDP_{jt} = 0,3 + 1 \cdot HDP_{jt-1} + e_{HDPj}$
Nastavení poč. hodnoty	$HDP_{j(1)} = 10$

Zdroj: vlastní zpracování

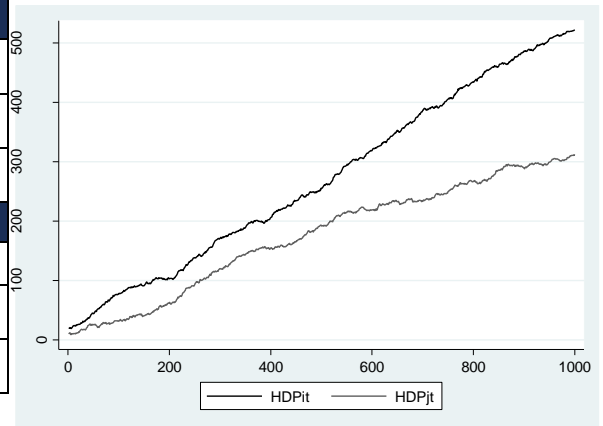
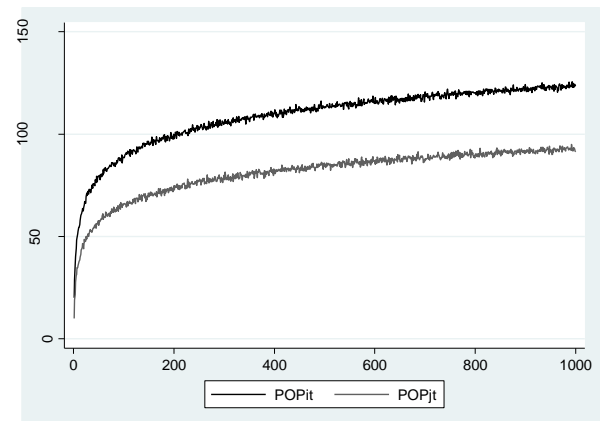


Schéma č. 5.2 – Nastavení simulace proměnné populace vývozní a dovozní země

Populace vývozní země	
Obecná rovnice	$POP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln t + e_{POPi}$
Nastavení parametrů	$POP_{it} = 20 + 15 \cdot \ln t + e_{POPi}$
Nastavení poč. hodnoty	$POP_{i(1)} = 20$
Populace dovozní země	
Obecná rovnice	$POP_{jt} = \lambda'_0 + \lambda'_1 \ln t + e_{POPj}$
Nastavení parametrů	$POP_{jt} = 10 + 12 \cdot \ln t + e_{POPj}$
Nastavení poč. hodnoty	$POP_{j(1)} = 10$

Zdroj: vlastní zpracování



### Proměnné ceny a transakčních nákladů

Základní vztah mezi cenami vývozní a dovozní země lze vyjádřit pomocí funkce:

$$P_{jt} = \theta_1 P_{it} + \theta_2 TR_{ijt} + u_t \quad (53)$$

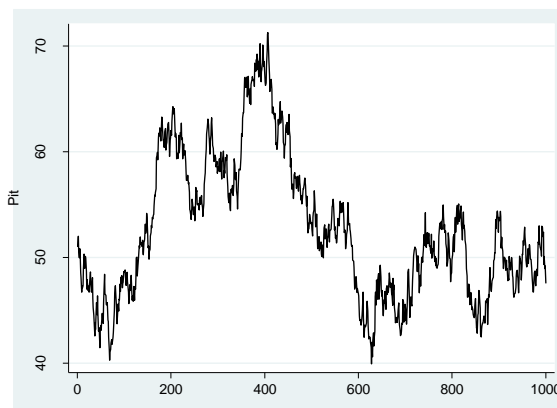
kde  $P_{jt}$  je cena dovozní země, která je utvářena cenou vývozní země a případnými transakčními náklady. Cena vývozní země je simulována jako nezávislý model náhodné procházky bez konstanty (*random walk without drift*), neboť se zpravidla jedná o nestacionární časovou řadu bez trendového chování, viz schéma č. 5.3. Jelikož se vygenerovaná časová řada ceny vývozní země pro určitá období pohybovala v záporných hodnotách, je zapotřebí k vygenerované časové řadě připočíst hodnotu větší než 10, aby byly hodnoty kladné. Poněvadž jsou ve scénáři C uvažovány klesající transakční náklady, je k pozorováním připočtena hodnota 50, která zamezuje vzniku opětovných záporných hodnot. Uvedená hodnota byla připočtena po vygenerování časové řady namísto, aby byla

modelována jako konstanta, neboť konstanta je v modelu dovozní ceny využívána pro vyjádření transakčních nákladů.

Schéma č. 5.3 – Nastavení simulace proměnné ceny vývozní země

	Cena vývozní země
Obecná rovnice	$P_{it} = \gamma_1 P_{it-1} + u_{Pi}$
Nastavení parametrů	$P_{it} = 1 \cdot P_{it-1} + u_{Pi}$
Nastavení poč. hodnoty	$P_{i(1)} = 1$
Posun časové řady	+ 50

Zdroj: vlastní zpracování



Cena dovozní země se v případě scénářů A až E odvíjí od ceny vývozní a je simulována na základě funkce (53). Pouze v případě scénáře F je modelována jako nezávislý model náhodné procházky bez driftu. Rovnice pro simulace jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.

Tabulka č. 5.2 – Rovnice ceny dovozní země a transakčních nákladů pro jednotlivé scénáře

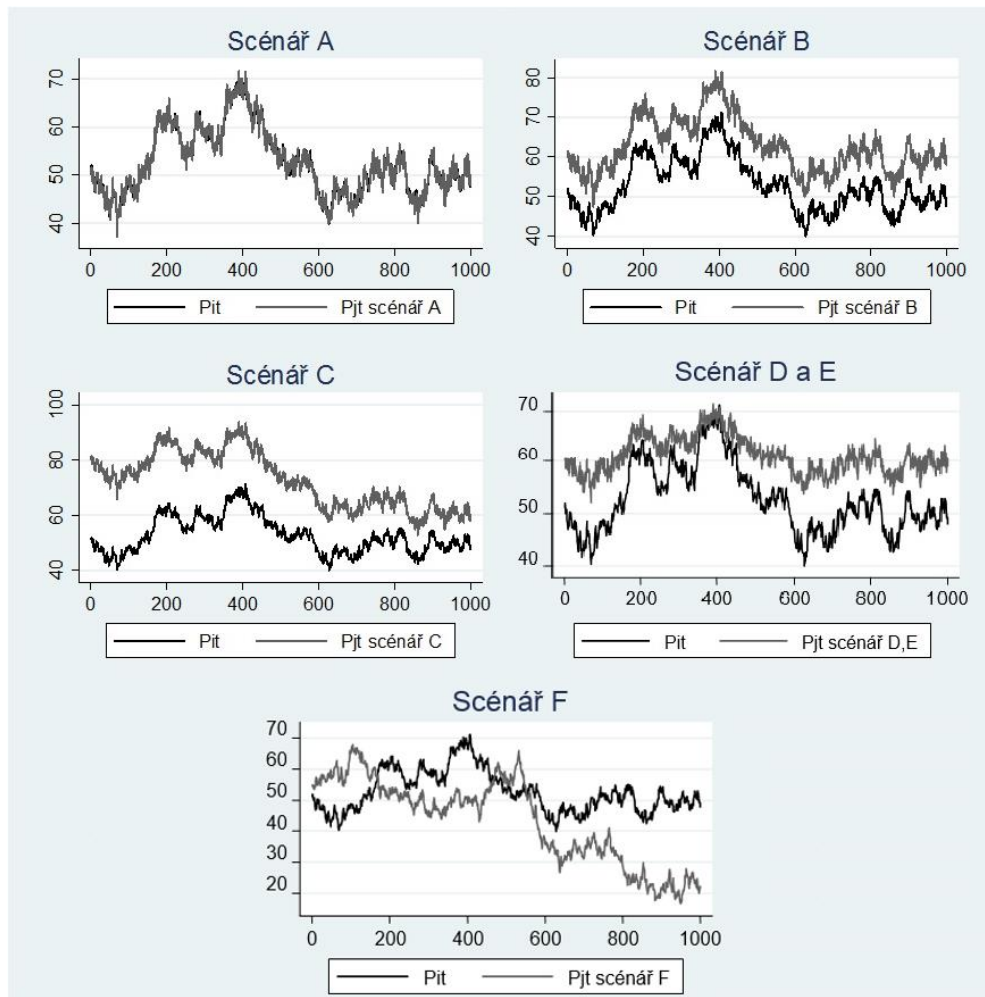
		Transakční náklady	Rovnice dovozní ceny
Scénář A	Obecná rovnice	$TR_{ijt} = 0 \quad \forall t$	$P_{jt} = \theta_1 P_{it} + \theta_2 TR_{ijt} + u_{Pj}$
	Nastavení parametrů		$P_{jt} = 1 \cdot P_{it} + u_{Pj}$
Scénář B	Obecná rovnice	$TR_{ijt} = c \quad \forall t, c \in R_{++}$	$P_{jt} = \theta_1 P_{it} + \theta_2 TR_{ijt} + u_{Pj}$
	Nastavení parametrů	$TR_{ijt} = 10 \quad \forall t$	$P_{jt} = 1 \cdot P_{it} + 1 \cdot 10 + u_{Pj}$
Scénář C	Obecná rovnice	$TR_{ijt} = a + b \cdot t$	$P_{jt} = \theta_1 P_{it} + \theta_2 TR_{ijt} + u_{Pj}$
	Nastavení parametrů	$TR_{ijt} = 30 - 0,02 \cdot t$	$P_{jt} = 1 \cdot P_{it} + 1 \cdot (30 - 0,02 \cdot t) + u_{Pj}$
Scénář D a E	Obecná rovnice	$TR_{ijt} = c \quad \forall t, c \in R_{++}$	$P_{jt} = \theta_1 P_{it} + \theta_2 TR_{ijt} + u_{Pj}$
	Nastavení parametrů	$TR_{ijt} = 10 \quad \forall t$	$P_{jt} = 0,5 \cdot P_{it} + 1 \cdot 10 + u_{Pj}$
Scénář F	Obecná rovnice	x	$P_{jt} = \gamma_1 P_{jt-1} + u_{Pj}$
	Nastavení parametrů	x	$P_{jt} = 1 \cdot P_{jt-1} + u_{Pj}$

Zdroj: vlastní zpracování

Jak je patrné z tabulky č. 5.2, ve scénáři A je cena dovozní země závislá pouze na ceně vývozní země a náhodné složce, konstanta je nulová z důvodu neexistence transakčních nákladů. Ve scénáři B jsou transakční náklady vyjádřeny konstantou v rovnici  $P_{jt}$ , a to ve výši 10 jednotek. Ve scénáři C transakční náklady postupem času klesají, tudíž je zde mimo konstanty klesající parametr časového vektoru. Klesající vývoj byl vybrán z toho

důvodu, že rozvoj v technologiích a inovace při předpokladu nezměněného objemu produkce umožňují pokles nákladů na dopravu i dalších transakčních nákladů, jako jsou např. náklady na uzavření smlouvy. V scénářích D a E platí zákon jedné ceny nedokonalé, neboli cena dovozní země je utvářena jako funkce vývozní ceny a transakčních nákladů, ale parametr ceny není přesně roven jedné. Jelikož při dokonalé integraci je parametr roven 1 a při neexistenci integrace je parametr roven 0, je pro nedokonalou integraci stanovena hodnota přesně uprostřed uvedených hodnot a parametr je roven 0,5. Oproti tomu ve scénáři F je cena dovozní země simulována jako nezávislý model náhodné procházky bez konstanty. Simulovaná data cen dovozní země pro jednotlivé scénáře jsou zobrazena v grafu č. 5.1.

**Graf č. 5.1 – Simulace ceny dovozní země pro jednotlivé scénáře**



*Zdroj:* vlastní zpracování

### Proměnná vývozu

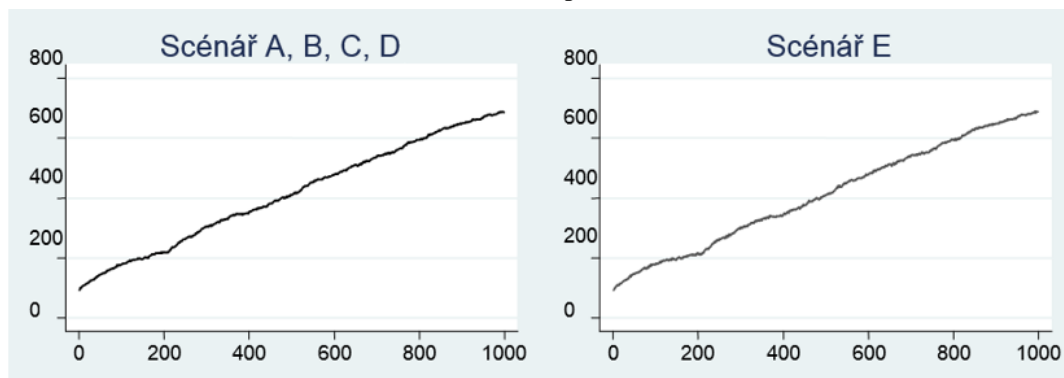
Poslední simulovanou proměnnou je vývoz země A do země B v čase  $t$ , neboli  $Export_{ijt}$ . Pro simulaci dané proměnnou je pro scénáře A až E vytvořena gravitační rovnice, ve které je vývoz závislý na simulovaných  $HPD$  obou zemí, populace obou zemí a rozdílu cen se zohledněním transakčních nákladů, pokud je tento rozdíl významný v daném scénáři. Konkrétní funkce pro dané scénáře jsou zobrazeny v tabulce č. 5.3. Vývoj simulovaného vývozu je uveden v grafu č. 5.2. Parametry jsou zvoleny tak, aby se jednalo o rovnici v logaritmické transformaci a parametry vyjadřovaly elasticity. Jednotlivé simulované proměnné tak pro zjednodušení reprezentují logaritmickou podobu proměnných. Všechny parametry vyjadřují neelastické reakce. HDP zemí má pak větší efekt na export než populace. Rovnice vývozu pro scénář F není simulována, jelikož v daném scénáři se jedná o strukturu trhu, ve které země spolu neobchodují a ceny daných trhů se vzájemně neovlivňují. V případě scénáře A až D je parametr rozdílu cen po odečtu transakčních nákladů simulován roven nule, tj. cenové rozdíly nemají efekt na vývoz. Scénář E se odlišuje od ostatních právě ve významnosti cenových rozdílů. V rámci scénáře je předpokládán podstatný efekt cenového rozdílu na vývoz. Parametr je zvolen ve výši 0,9, aby reakce byla neelastická, jako u ostatních proměnných. Nutno poznamenat, že ačkoli rozdíly ve vývozu nejsou zřetelné z grafu, jsou patrné z konkrétní číselné časové řady.

Tabulka č. 5.3 – Rovnice exportu pro jednotlivé scénáře

Scénář	Vliv rozdílu cen	Rovnice exportu
Scénář A, B, C, D	ne	$Export_{ijt} = 60 + 0,8HDP_{it} + 0,5HDP_{jt} + 0,3POP_{it} + 0,2POP_{jt} + 0\Delta P_{ijt} + v_t$
Scénář E	ano	$Export_{ijt} = 60 + 0,8HDP_{it} + 0,5HDP_{jt} + 0,3POP_{it} + 0,2POP_{jt} + 0,9\Delta P_{ijt} + v_t$

Zdroj: vlastní zpracování

Graf č. 5.2 – Simulace exportu, scénář A až E



Zdroj: vlastní zpracování



## 5.3 Odhad modelu na simulovaných datech

Kapitola obsahuje výsledky modelu pro jednotlivé scénáře. Primárně budou mezi sebou porovnávány výsledky scénářů A, B a C, a následně scénářů D a E. Scénář F dokresluje jednotlivé struktury trhu. Kapitola 5.3.1 obsahuje odhady a testování související se zákonem jedné ceny, které se týkají první rovnice modelu (M1). V kapitole 5.3.2 je věnována pozornost odhadu gravitační rovnice a odhadu parametru difference cen s očištěním i neočištěním o transakční náklady, tj. druhá rovnice modelu (M1).

### 5.3.1 Analýza zákona jedné ceny pro jednotlivé scénáře – první rovnice modelu

#### Scénář A

Jako první je provedeno testování nestacionarity časových řad. Výsledky ADF, PP a KPSS testu jsou zobrazeny v tabulce č. 5.4 pro ceny vývozní země a v tabulce č. 5.5 pro ceny dovozní země.

Tabulka č. 5.4 – Testování jednotkového kořene časové řady cen vývozní země Pit

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pit			První diference $\Delta$ Pit		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>ADF test</b>						
testová statistika	-0,4014	-2,3485	-2,5429	-33,2201	-33,2040	-33,1906
p-value	0,5392	0,1570	0,3072	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>PP test</b>						
testová statistika	-0,4014	-2,3485	-2,5429	-33,2201	-33,2040	-33,1906
p-value	0,5392	0,1570	0,3072	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**/ne	ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>KPSS test</b>						
testová statistika	x	914,5866	444,0532	x	0,0521	0,0349
Kritické hodnoty						
$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita

<sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1;

<sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Z tabulky č. 5.4 je patrné, že vývozní cena  $P_{it}$  je nestacionární v původních hodnotách, avšak je stacionární v prvních diferencích. Časová řada je integrována řádu I(1). Uvedená časová řada  $P_{it}$  je využívána i ve všech ostatních scénářích, a proto výsledky testů jednotkového kořene již nejsou opakovány v následujících scénářích.

**Tabulka č. 5.5 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář A**

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt			První diference ΔPjt		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>ADF test</b>						
testová statistika	-0,3124	-2,4064	-2,5870	-23,9544	-23,9423	-23,9351
p-value	0,5731	0,1402	0,2864	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>PP test</b>						
testová statistika	-0,3435	-2,5040	-2,7191	-42,7244	-42,7100	-42,6987
p-value	0,5614	0,1148	0,2290	0,0001	0,0001	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>KPSS test</b>						
testová statistika	x	871,8632	419,4301	x	0,0086	0,0056
Kritické hodnoty						
α = 0,01	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
α = 0,05	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
α = 0,1	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H<sub>0</sub>: nestacionarita, KPSS test: H<sub>0</sub>: stacionarita

<sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1;

<sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Testy jednotkového kořene se shodují v závěrech o řádu integrace. Cena v dovozní zemi  $P_{jt}$  je integrována řádu jedna. Jelikož jsou obě časové řady nestacionární a integrovány stejného řádu, lze otestovat kointegraci časových řad. Výsledky sloužící k určení adekvátního pro test kointegrace zpoždění dle VAR modelu a informačních kritérií jsou uvedeny v příloze č. 4. Finální VAR model pro ceny vývozní a dovozní země, který neobsahuje autokorelaci, heteroskedasticitu a splňuje normalitu reziduí, obsahuje jedno zpoždění. Jedno zpoždění navrhuje i jednotlivá informační kritéria. Jedno zpoždění je využito při aplikaci testu kointegrace. Test je proveden pro pět variant VEC modelu lišících se v obsahu konstant a trendů v dlouhodobém a krátkodobém vztahu. Výsledky Johansenova testu jsou uvedeny v následující tabulce č. 5.6.

Tabulka č. 5.6 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář A

Varianta:	1	2	3	4	5
Data Trend:	žádný	žádný	lineární	lineární	kvadratický
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta trend	konstanta trend
Hypotéza H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value
Žádný Maximálně 1	666,126 0,0001 0,161 0,7402	671,596 0,0001 5,521 0,2311	671,584 0,0001 5,510 0,0189	672,873 0,0000 6,596 0,3885	672,739 0,0001 6,463 0,011
Výsledný počet koint. vektorů	1	1	2	1	2

Pozn.: Johansenův test pro 1 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 0 zpoždění pro diference

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě výsledků Johansenova testu byl nalezen dlouhodobý vztah mezi cenami dovozní a vývozní země u varianty 1, 2 a 4. U těchto variant hodnota p-value v prvním kroku (0,0001; 0,0001; 0,0000) vede k zamítnutí nulové hypotézy o neexistenci kointegračním vektoru na 1 % hladině významnosti. V druhém kroku již nelze zamítnout hypotézu o existenci maximálně jednoho kointegrační vektor (hodnoty p-value: 0,7402; 0,2311; 0,3885). Naproti tomu u varianty 3 a 5 je zamítnuta existence jednoho kointegračního vektoru. Test indikuje plnou hodnotu matice.

Pozornost je věnována variantám, ve kterých byl nalezen kointegrační vektor. Výběr varianty může být buďto proveden na základě ekonomických předpokladů o existenci či neexistenci deterministického trendu v jednotlivých typech vztahů anebo mohou být všechny varianty odhadnuty a otestovány. Aby mohla být zkoumána citlivost výsledků na specifikace VEC modelu, jsou všechny varianty VEC modelu odhadnuty a zákon jedné ceny otestován pro každou variantu. Odhadnuté parametry a základní statistiky VEC modelů bez restrikcí jsou uvedeny v tabulce č. 5.7, kompletní výstupy jsou přiloženy v příloze č. 5 v tabulce č. 11.5/1. Kompletní výstupy modelů s restrikcemi jsou přiloženy v příloze č. 5 v tabulce č. 11.5/2.

Tabulka č. 5.7 – VEC modely, bez restrikcí, scénář A

VECM - Varianta 1			VECM - Varianta 2			VECM - Varianta 4		
Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999		
Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]		
Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1	
Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000	
Pit(-1)	-0,99940 (0,00064) [-1563,13]		Pit(-1)	-1,00109 (0,00508) [-197,165]		Pit(-1)	-1,00043 (0,00528) [-189,607]	
Error Correction	D(Pjt)	D(Pit)	C	0,09019 (0,26947) [ 0,33469]		Trend	0,000054 (0,00012) [ 0,44917]	
CointEq1	-0,96092 (0,04368) [-21,9971]	0,01186 (0,03076) [ 0,38570]	Error Correction	D(Pjt)	D(Pit)	C	0,02971	
Adj. R <sup>2</sup>	0,32653	0,00014	CointEq1	-0,960242 (0,04370) [-21,9729]	0,012638 (0,03076) [ 0,41088]	Error Correction:	D(Pjt)	D(PI)
Log likelihood	-1781,86	-1431,41	Adj. R <sup>2</sup>	0,32604	0,00016	CointEq1	-0,960915 (0,04371) [-21,9814]	0,012164 (0,03078) [ 0,39522]
Determinant resid covariance (dof adj.)	1,119891		Log likelihood	-1782,22	-1431,39	C	-0,002007 (0,04561) [-0,04400]	-0,003441 (0,03211) [-0,10715]
Determinant resid covariance	1,117650		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,119766		Adj. R <sup>2</sup>	0,32576	-0,00085
Log likelihood	-2890,598		Determinant resid covariance	1,117526		Log likelihood	-1781,93	-1431,39
AIC	5,794990		Log likelihood	-2890,542		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,121775	
SIC	5,814637		AIC	5,796881		Determinant resid covariance	1,117287	
			SIC	5,821440		Log likelihood	-2890,436	
						AIC	5,800672	
						SIC	5,835054	

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Odhadnutý parametr ceny vývozní země  $P_{it-1}$  v dlouhodobém vztahu (viz tabulka č. 5.7) je u všech variant velmi blízký jedné (-0,99940; -1,00109; -1,00043). Parametr je ve všech variantách vysoce statisticky významný. Konstanta ve variantě 2 je nevýznamná, obdobně trend ve variantě 4. Toto odpovídá simulovanému scénáři A, kde nebyly přítomny žádné transakční náklady, tudíž konstanta ani trend nejsou v modelu zapotřebí.

Zatížení  $\alpha$  dlouhodobého vztahů, které je v odhadech (tabulka č. 5.7) označeno jako *CointEq1* pro jednotlivé rovnice v sekci *Error Correction*, lze využít pro vyhodnocení exogenity daných proměnných. V rámci nejširší čtvrté varianty VEC modelu lze odhadnuté vztahy zapsat do rovnic:

$$D(P_{jt}) = -0,961[P_{jt-1} - 1,004P_{it-1} + 0,0297 + 0,00005t] - 0,002 \quad (54)$$

(t-hod.)    (-21,981)            (-189,607)                            (0,449)            (-0,044)

$$D(P_{it}) = 0,012[P_{jt-1} - 1,004P_{it-1} + 0,0297 + 0,00005t] - 0,003 \quad (55)$$

(t-hod.)    (0,395)                    (-189,607)                            (0,449)            (-0,107)

Dané zatížení  $\alpha$  vztahu (54) ve výši -0,961 je dle t-testu statisticky významné. T-statistika -21,981 v absolutní hodnotě překračuje kritickou hodnotu testu ( $t\text{-stat}_{\alpha=0,05}=1,96$ ;  $t\text{-stat}_{\alpha=0,01}=2,58$ ). Rovnice modelující diferenci ceny dovozní země je ovlivňována dlouhodobým vztahem. Oproti tomu v případě vztahu (55) je zatížení  $\alpha$  s t-statistikou 0,395 statisticky nevýznamné. V daném případě dlouhodobý vztah z rovnice nedeterminuje chování dané endogenní proměnné  $D(P_{it})$ . Při zobecnění výsledků cena vývozní země není ovlivněna cenou dovozní země. Cena v dovozní zemi  $P_{jt}$  je endogenní, zatímco cena  $P_{it}$  je exogenní (neovlivněná cenou  $P_{jt}$ ). Daný výsledek koresponduje s definovaným scénářem, kde  $P_{jt}$  byla tvořena jako funkce  $P_{it}$  a samostatná  $P_{it}$  byla simulována jako nezávislá časová řada.

Z hlediska kvality modelu nejsou u odhadnutých variant patrné významné odlišnosti. Očištěný koeficient determinace pro rovnici s významným zatížením v jednotlivých variantách (tj. 0,32653; 0,32604; 0,32576, viz tabulka č. 5.7) se odlišuje maximálně o 0,049 %. Obdobně logaritmus pravděpodobností funkce celkových modelů se liší maximálně o 0,162. Při testování statistické významnosti konstant a trendů prostřednictvím LR testu je varianta 4 zamítnuta ve prospěch varianty 2. LR statistika pro daný test dopočtená z výstupů v tabulce č. 5.7 je rovna 0,212. Varianta 2 je zamítnuta ve prospěch varianty 1 (LR statistika = 0,112). Výsledným modelem pro danou strukturu trhu je varianta bez konstant a trendů. Jelikož LR test taktéž měří statistickou odlišnost ve výsledku logaritmu pravděpodobnosti, lze říci, že neexistuje statistický významný rozdíl mezi modely, které byly odhadnuty. Následující tabulka č. 5.8 obsahuje výsledky testování zákona jedné ceny.

**Tabulka č. 5.8 – LR test pro VEC modely pro scénář A,  
restrikce: parametr dovozní ceny se rovná jedné**

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 4
Log likelihood:			
- neomezená verze	-2890,598	-2890,542	-2890,436
- verze s restrikcemi	-2891,030	-2890,565	-2890,439
<b>LR testová statistika</b>	<b>0,864</b>	<b>0,046</b>	<b>0,006</b>
Kritická hodnota			
- $\chi^2(1), \alpha = 0,05$	3,84	3,84	3,84
- $\chi^2(1), \alpha = 0,01$	6,64	6,64	6,64
<b>Závěr</b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>

*Zdroj:* vlastní výpočty

Na základě výsledku LR testu ani u jednoho modelu nebyla zamítnuta hypotéza o rovnosti parametru ceny mínus jedné. Zákon jedné ceny byl prokázán u všech kointegrovaných variant VEC modelu. Primárně by měla být otestována pouze varianta 1 na základě předchozího testování, avšak přítomnost aditivních konstant a trendů neovlivňuje vyhodnocení platnosti zákona jedné ceny.

### **Scénář B**

Ve scénáři B jsou uvažovány konstantní transakční náklady. Cena ve vývozní zemi je integrována řádu jedna (viz scénář A, tabulka č. 5.4). Cena v dovozní zemi je oproti scénáři A navýšena o transakční náklady ve výši deseti jednotek. Jelikož jsou transakční náklady v tomto scénáři konstantní v rámci času, ADF test, PP test a KPSS test pro variantu s konstantou a variantu s konstantou a trendem poskytují zcela shodné výsledky testových statistik jako testy ve scénáři A (viz scénář A, tabulka č. 5.5). Na základě těchto testů je časová řada stacionární v prvních diferencích. Odlišné hodnoty testových statistik poskytují varianty testů bez konstanty, které jsou zobrazeny v tabulce č. 5.9. I tato varianta testů vede k zamítnutí hypotézy o stacionaritě originálních dat. Dovozní cena  $P_{jt}$  je integrována řádu I(1) dle všech testů.

**Tabulka č. 5.9 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář B**

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt	První diference $\Delta Pjt$	Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt	První diference $\Delta Pjt$
<b>ADF test</b>	bez konstanty	bez konstanty	<b>PP test</b>	bez konstanty	bez konstanty
testová statistika	-0,2685	-23,9544	testová statistika	-0,2999	-42,7244
p-value	0,5894	0,0000	p-value	0,5778	0,0001
závěr <sup>2)</sup>	NST	ST	závěr <sup>2)</sup>	NST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test:  $H_0$ : nestacionarita; <sup>2)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews 7

Pro testování kointegrace bylo určeno zpoždění na základě informačních kritérií a na základě odhadu VAR modelu a jeho testování. Kompletní výstupy jsou shodné se scénářem A až na velikost a významnost konstanty (viz příloha č. 4). Výsledky Johansenova testu jsou uvedeny v tabulce č. 5.10.

**Tabulka č. 5.10 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář B**

Varianta:	1	2	3	4	5
Data Trend:	žádný	žádný	lineární	lineární	kvadratický
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta trend	konstanta trend
Hypotéza $H_0$ : Počet koint. vektorů	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value
Žádný	227,999 0,0001	671,596 0,0001	671,584 0,0001	672,873 0,0000	672,739 0,0001
Maximálně 1	0,155 0,7451	5,521 0,2311	5,510 0,0189	6,596 0,3885	6,463 0,011
Výsledný počet koint. vektorů	1	1	2	1	2

Pozn.: Johansenův test pro 1 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 0 zpoždění pro diference

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Kointegrace mezi cenami ve scénáři B se vyskytuje opět u tří variant (1, 2, 4) VEC modelu. Všechny varianty jsou odhadnuty a testovány na platnost zákona jedné ceny. Kompletní výstupy modelů jsou uvedeny v příloze č. 6, jmenovitě modely bez restrikcí v tabulce č. 11.6/1 a modely s restrikcemi v tabulce č. 11.6/2. Hlavní výstupy modelů jsou zobrazeny v tabulce č. 5.11.

Tabulka č. 5.11 – VEC modely, bez restrikcí, scénář B

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999		
Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]		
Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1	
Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000	
Pit(-1)	-1,18648 (0,00192) [-618,463]		Pit(-1)	-1,00109 (0,00508) [-197,165]		Pit(-1)	-1,00044 (0,00528) [-189,607]	
Error								
Correction:	D(Pjt)	D(Pit)	C	-9,90981 (0,26947) [-36,7754]		TREND	0,00005 (0,00012) [ 0,44917]	
CointEq1	-0,36061 (0,03215) [-11,2148]	0,04016 (0,01968) [ 2,04074]				C	-9,97029	
Adj. R <sup>2</sup>	0,11192	0,00414				Error		
Log likelih.	-1920,027	-1429,399	CointEq1	-0,96024 (0,04370) [-21,9729]	0,01264 (0,03076) [ 0,41088]	Correction:	D(Pjt)	D(Pit)
Determinant resid covariance (dof adj.)	1,73636		Adj. R <sup>2</sup>	0,326043	0,000158	CointEq1	-0,96092 (0,04371) [-21,9814]	0,01216 (0,03078) [ 0,39522]
Determinant resid covariance	1,73288		Log likelih.	-1782,220	-1431,40	C	-0,00201 (0,04561) [-0,04400]	-0,00344 (0,03211) [-0,10715]
Log likelihood	-3109,66		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,11977		Adj. R <sup>2</sup>	0,32576	-0,00085
AIC	6,23355		Determinant resid covariance	1,11753		Log likelih.	-1781,925	-1431,395
SIC	6,25320		Log likelihood	-2890,540		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,12178	
			AIC	5,79688		Determinant resid covariance	1,11729	
			SIC	5,82144		Log likelihood	-2890,436	
						AIC	5,80067	
						SIC	5,83505	

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Scénář B se liší od scénáře A existencí transakčních nákladů. Výsledky VEC modelů obsahující konstantu se taktéž liší ve velikosti odhadnuté konstanty. Odhadnutá konstanta ve výši 9,9 jednotek je velmi blízká simulované hodnotě 10 a je statisticky významná na 1% hladině významnosti (viz tabulka č. 5.11, varianta 2 a 4).

Z hlediska zatížení kointegračních vektorů, je na 5% hladině významnosti statisticky významné zatížení u varianty 1 v případě obou rovnic D(Pjt) (t-hod. zatížení = -11,21) a D(Pit) (t-hod. zatížení = 2,04). Při interpretaci výsledků je v rámci varianty 1 dospěno k závěru, že  $P_{it}$  je taktéž endogenní proměnnou, jež je zavádějící a chybný.



V případě varianty 2 je zatížení  $\alpha$  statisticky významné v případě rovnice D(PJ) (t-hod. zatížení = -21,97) a u varianty 4 v případě rovnice D(Pjt) (t-stat. zatížení = -21,98). Zatížení  $\alpha$  u rovnice D(Pit) v případě variant 2 a 4 není statisticky významné (t-hod.=0,41 resp. -0,40). Proměnná  $P_{it}$  je exogenní, což odpovídá simulovanému scénáři.

Pokud je pozornost zaměřena na kvalitu modelu, varianta 2 a 4 se významně neliší. Korigovaný koeficient determinace pro rovnici s významným zatížením i logaritmus pravděpodobnostní funkce jsou prakticky shodné (kor. $R^2_{\text{var}2}$  = 32,6043 %, kor. $R^2_{\text{var}4}$  = 32,5759 %, loglikelih. $_{\text{var}2}$  = -2890,540, loglikelih. $_{\text{var}4}$  = -2890,4360). U varianty 1 je zřetelné zhoršení výsledků kvality modelu, korigovaný koeficient determinace u první rovnice dosahuje pouze 11,2 %.

Jednotlivé varianty jsou otestovány na zákon jedné ceny (viz tabulka č. 5.12).

**Tabulka č. 5.12 – LR test pro VEC modely pro scénář B,  
restrikce: parametr dovozní ceny se rovná jedné**

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 4
Log likelihood:			
- neomezená verze	-3109,660	-2890,542	-2890,436
- verze s restrikcemi	-3221,001	-2890,565	-2890,439
<b>LR testová statistika</b>	<b>222,686</b>	<b>0,046</b>	<b>0,006</b>
Kritická hodnota			
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,05$	3,84	3,84	3,84
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,01$	6,64	6,64	6,64
<b>Závěr</b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>

*Zdroj:* vlastní výpočty

Na základě LR testu je prokázána rovnost parametru minus jedné u varianty 2 a 4 VEC modelu. Zákon jedné ceny je potvrzen. Při odhadu parametrů (viz tabulka č. 5.11) jsou taktéž parametry ceny  $P_{it-1}$  u varianty 2 a 4 (tj. -1,0011; -1,0004) velmi blízké jedné.

Odlisný závěr je získán v případě testování LOP u varianty 1, kdy je na základě LR testu zákon jedné ceny zamítnut. Varianta 1 vede k chybným výsledkům, poněvadž nebere v potaz existující transakční náklady. Vyskytuje se tzv. "*omitted variable problem*". Podstatné je, že parametr je zkreslený natolik, že dochází k zamítnutí existujícího zákona jedné ceny. V případě reálných dat je zapotřebí určit adekvátním způsobem, která z variant je správná, jelikož výběr chybné varianty může vést k zcela odlišným závěrům oproti skutečnosti. Jednou z možností je aplikace LR testu pro testování dodatečných konstant a trendů v modelu, neboli porovnání modelů mezi sebou a výběru vhodného modelu.

Testování konstant a trendu ve variantě 4 vůči variantě 2 je následující. Odhadnutá varianta 4 (log-likelihood = -2890,542, viz tab. 5.11), je neomezenou variantou a v porovnání s variantou 2 (log-likelihood = -2890,436) s restrikcemi obsahuje varianta 4 navíc parametr trendu v dlouhodobém vztahu a dvě konstanty ve vztahu krátkodobém. Výsledná LR statistika dopočtená z uvedených hodnot logaritmů pravděpodobností funkce činí 0,212. Kritická hodnota pro  $\chi^2$ -kvadrát rozdělení pro tři stupně volnosti činí 7,81 pro 5% hladinu významnosti a 11,34 pro 1% hladinu významnosti. Na obou hladinách nelze zamítnout nulovou hypotézu, tedy konstanta v krátkodobém vztahu a trend v dlouhodobém vztahu jsou nevýznamné a mohou být z modelu vyloučeny. Vhodnějším modelem pro daný vztah je při porovnání těchto dvou variant VEC modelu varianta 2.

Při testování významnosti konstanty v dlouhodobém vztahu ve variantě 2 (log-likelihood = -2890,542) vůči variantě 1 (log-likelihood = -3109,658) činí hodnota LR statistiky 438,232. Při porovnání dané hodnoty s kritickou hodnotou ( $\chi^2(1)_{0,05} = 3,84$ ;  $\chi^2(1)_{0,01} = 6,64$ ), je zcela zřejmě zamítnuta nulová hypotéza o rovnosti konstanty nule. Konstanta je v modelu statisticky významná. Na základě LR testů provedených mezi jednotlivými variantami je ve výsledku vybrána varianta 2 s konstantou v dlouhodobém vztahu. Daná varianta odpovídá simulovanému scénáři, u kterého jsou transakční náklady vyjádřeny jako konstantní hodnota během času. Při aplikaci LR testu je odstraněno riziko získání zdánlivých a chybných výsledků, neboť je vybrána konkrétní varianta VEC modelu.

### Scénář C

Ve scénáři C jsou transakční náklady vyjádřeny jako přímková klesající trendová funkce. Cena ve vývozní zemi je stacionární v prvních diferencích, resp. I(1) (viz scénář A, tabulka č. 5.4). Výsledky testování ceny v dovozní zemi  $P_{jt}$  zobrazuje tabulka č. 5.13.

Tabulka č. 5.13 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země  $P_{jt}$ , scénář C

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada $P_{jt}$			První diference $\Delta P_{jt}$		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>ADF test</b>						
testová statistika	-0,8644	-1,2612	-2,5870	-23,9386	-23,9605	-23,9354
p-value	0,3414	0,6493	0,2864	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST

Pozn.: Pokračování na další straně

**Tabulka č. 5.13 (pokračování) – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář C**

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt			První diference ΔPjt		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>PP test</b>						
testová statistika	-0,8964	-1,2935	-2,7186	-42,7099	-42,7113	-42,6987
p-value	0,3278	0,6345	0,2292	0,0001	0,0001	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>KPSS test</b>						
testová statistika	x	7604,628	419,4106	x	0,0085	0,0056
α = 0,01	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
Kritické hodnoty α = 0,05	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
α = 0,1	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H<sub>0</sub>: nestacionarita, KPSS test: H<sub>0</sub>: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě provedených testů lze usoudit, že časová řada  $P_{jt}$  je nestacionární v původních hodnotách, tj. integrována prvního řádu. Oproti scénářům A a B se ve výsledcích projevuje významnost trendu. Spočtená informační kritéria navrhuji vysoký počet zpoždění (AIC=10 zpoždění, SIC=7 zpoždění, H-Q=10 zpoždění, viz příloha č. 7). Vysoká míra autokorelace v modelu VAR poukazuje na existenci významné proměnné, která není zahrnuta do modelu. Do modelu VAR je následně přidána proměnná trendu. Parametr trendu je statisticky významný a po jeho zařazení do modelu VAR(1) je daný model již v pořádku, jak z hlediska testování autokorelace, heteroskedasticity, tak normality reziduí. Informační kritéria spočtená na základě tohoto modelu navrhuji taktéž jedno zpoždění (viz příloha č. 8). Výsledky testu kointegrace dle Johansena jsou zobrazeny v tabulce č. 5.14.

**Tabulka č. 5.14 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář C**

Varianta:	1		2		3		4		5	
Data Trend:	žádný		žádný		lineární		lineární		kvadratický	
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend		konstanta trend	
Hypotéza H <sub>0</sub> : Počet koint. vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	18,5253	0,0040	23,3256	0,0183	23,1491	0,0029	672,862	0,0000	672,729	0,0001
Maximálně 1	0,2652	0,6666	5,0440	0,2786	4,9833	0,0256	6,5961	0,3885	6,4634	0,011
Výsledný počet koint. vektorů	1		1		2		1		2	

Pozn.: Johansenův test pro 1 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 0 zpoždění pro diference  
**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Johansenův test navrhuje opět tři varianty modelů VEC, variantu první, druhou a čtvrtou. Všechny navržené varianty byly pro úplnost výsledků odhadnuty a otestovány na zákon jedné ceny, tak mezi sebou na významnost konstant a trendů. Hlavní výstupy VEC modelů poskytuje tabulka č. 5.15, kompletní výstupy jsou přiloženy v příloze č. 9. Výsledky LR testů na zákon jedné ceny jsou zobrazeny v tabulce č. 5.16.

**Tabulka č. 5.15 – VEC modely, bez restrikcí, scénář C**

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Počet pozorování: 999, Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Počet pozorování: 999 Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Počet pozorování: 999 Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]		
Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1		Coint. Eq:	CointEq1	
Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000	
Pit(-1)	-1,37073 (-0,02526) [-54,2586]		Pit(-1)	-1,40576 -0,20203 [-6,95819]		Pit(-1)	-1,00044 -0,00528 [-189,608]	
Error Correction:	D(Pjt)	D(Pit)	C	1,86141 -10,7221 [ 0,17361]		TREND	0,02006 -0,00012 [ 164,045]	
CointEq1	-0,02428 -0,00963 [-2,52231]	0,00802 -0,00557 [ 1,43841]	Error Correction:	D(Pjt)	D(Pit)	C	-29,97029	
Adj. R <sup>2</sup>	0,00618	0,00206	CointEq1	-0,02343 -0,00956 [-2,45133]	0,00842 -0,00553 [ 1,52237]	Error Correction:	D(Pjt)	D(Pit)
Log likelihood	-1976,208	-1430,445	Adj. R <sup>2</sup>	0,00583	0,00235	CointEq1	-0,96090 -0,04372 [-21,9808]	0,01218 -0,03078 [ 0,39584]
Determinant resid covariance (dof adj.)	2,14200		Log likelihood	-1976,383	-1430,321	C	-0,02203 -0,04561 [-0,48293]	-0,00344 -0,03211 [-0,10715]
Determinant resid covariance	2,13771		Determinant resid covariance (dof adj.)	2,14195		Adj. R <sup>2</sup>	0,32575	-0,00085
Log likelihood	-3214,527		Determinant resid covariance	2,13766		Log likelihood	-1781,925	-1431,395
AIC	6,44350		Log likelihood	-3214,526		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,12177	
SIC	6,46314		AIC	6,44548		Determinant resid covariance	1,11729	
			SIC	6,47004		Log likelihood	-2890,436	
						AIC	5,80067	
						SIC	5,83505	

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 5.16 – LR test pro VEC modely pro scénář C, restriktce: parametr dovozní ceny se rovná jedné

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 4
Log likelihood:			
- neomezená verze	-3214,527	-3214,516	-2890,436
- verze s restrikcemi	-3222,549	-3215,87	-2890,439
<b>LR testová statistika</b>	16,044	2,708	0,006
Kritická hodnota			
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,05$	3,84	3,84	3,84
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,01$	6,64	6,64	6,64
<b>Závěr</b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>

Zdroj: vlastní výpočty

U všech variant VEC modelu (viz tabulka č. 5.15) je parametr vývozní ceny statisticky významný na 1% hladině významnosti, avšak u variant 1 a 2 se parametr vzdaluje od jedné (-1,37073; -1,405758). Konstanta v dlouhodobém vztahu ve variantě 2 je statisticky nevýznamná (t-hod.=0,1736). Naproti tomu parametr trendu v dlouhodobém vztahu u varianty 4 je významný na 1% hladině významnosti (t-hod.=164,05).

Zatížení  $\alpha$  dlouhodobého vztahu v sekci *Error Correction* tabulky č. 5.15 se projevuje významně u rovnice D(Pjt) u všech variant. T-hodnoty zatížení (-2,52; -2,45; -21,98; viz tab. č. 5.15) překračují kritickou hodnotu t-test na 5% hladině významnosti. V případě zatížení  $\alpha$  u jednotlivých rovnic D(Pit) jsou zatížení statisticky nevýznamná taktéž u všech odhadnutých variant (t-hod. 1,43; 1,52; 0,40). Z daných výsledků lze hovořit o endogenitě ceny dovozní země  $P_{jt}$  a exogenitě proměnné  $P_{it}$ , což odpovídá simulovanému scénáři.

Z hlediska kvality modelu je patrné velmi nízké korigované  $R^2$  u variant 1 a 2. Pro rovnici s významným zatížením činí korigované  $R^2$  pro první variantu 0,6178 %, pro druhou variantu 0,5828 %. Výrazné zlepšení je patrné u varianty 4, kde korigované  $R^2$  pro rovnici D(Pjt) činí 32,5746 %. Obdobně velikost logaritmu pravděpodobnostní funkce je vyšší u poslední varianty VEC modelu a informační kritéria dosahují nižších hodnot.

Pro testování významnosti konstant a trendů je opět využit LR test. První testovanou variantou je varianta 4, u které je zkoumáno, zda jsou trend v dlouhodobém vztahu a konstanty v krátkodobém vztahu významné. Po dopočtu LR testové statistiky z hodnot pravděpodobností funkce varianty 4 a 2 (log-likelihood var. 4 = -2890,436, log-likelihood var. 2 = -3214,526; viz tabulka č. 5.15) je LR statistika rovna hodnotě 648,16, jež je

výrazně vyšší než kritická hodnota  $\chi^2_{0,01}(2) = 11,34$ . Nulová hypotéza je zamítnuta na 1% hladině významnosti.

Varianta 4 je statisticky významně odlišná od varianty 2 a trend ani konstanta by neměly být opomenuty v modelu, neboť jejich vliv není nulový. Obdobně při porovnání variant 1 a 4 je opět zamítnuta nevýznamnost trendů a konstant v neomezené variantě. LR testová statistika z hodnot logaritmu pravděpodobnosti (log-likelihood. var. 1 = -3214,527, log-likelihood. var. 4 = -2890,436, viz tabulka č. 5.15) činí 648,182 a kritická hodnota Chí-kvadrát rozdělení pro čtyři stupně volnosti a 1% hladinu významnosti činí 13,28. Varianta 4 VEC modelu je testována na zákon jedné ceny a daný zákon je potvrzen. Oproti tomu, pokud by předchozí testování konstant a trendů jednotlivých variant nebylo provedeno a jako výsledná varianta by byla vybrána varianta 1 či 2, poté by při testování zákona jedné ceny výzkumník došel k chybnému závěru o neplatnosti zákona jedné ceny (viz tabulka č. 5.16). U variant 1 a 2 VEC modelu dochází k problému opomenuté proměnné, díky němuž je parametr zkreslený do takové míry, že je zákon jedné ceny zamítnut, přestože ve skutečnosti platí. Pouze varianta 4 potvrzuje zákon jedné ceny a je tedy odpovídajícím modelem pro daný scénář. V neposlední řadě je vhodné poznamenat, že odhadnuté parametry dlouhodobého vztahu ve variantě 4 jsou velmi blízké skutečným parametrům. Trendová funkce transakčních nákladů obsahovala konstantu ve výši 30 jednotek a sklon ve výši -0,02. Dlouhodobý vztah pro porovnání odhadnuté rovnice lze zapsat jako:

$$P_{jt} = 1,00044P_{it} + 29,97029 - 0,02005t + e_t. \quad (56)$$

### **Scénář D, E**

Ve scénáři D existuje vztah mezi cenami zemí, ale ceny se vzájemně nevyrovnávají. Parametr vývozní ceny je v simulovaných datech nastaven rovnosti 0,5 jako středová hodnota mezi neexistencí integrace (=0) a dokonalé platnosti zákona jedné ceny (=1). Z hlediska zákona jedné ceny je situace shodná i ve scénáři E, proto jsou následující odhady platné pro oba scénáře. Cena vývozní země je shodná s předchozími simulacemi, tudíž je integrována řádu I(1), viz scénář A, tabulka č. 5.4. Výsledky testování ceny v dovozní zemi  $P_{jt}$  zobrazuje tabulka č. 5.17.

Tabulka č. 5.17 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář D, E

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt			První diference $\Delta Pjt$		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>ADF test</b>						
testová statistika	-0,1596	-2,8496	-3,0470	-28,0825	-28,0683	-28,0567
p-value	0,6284	0,0519	0,1200	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST**/ST*	NST	ST	ST	ST
<b>PP test</b>						
testová statistika	-0,1960	-3,5718	-3,8493	-59,1780	x	x
p-value	0,6156	0,0065	0,0145	0,0001	x	x
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano**	x	x	x
závěr <sup>3)</sup>	NST	ST	NST***/ST**	ST	ST	ST
<b>KPSS test</b>						
testová statistika	x	616,4346	293,5187	x	0,0007	0,0005
$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
Kritické hodnoty $\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test:  $H_0$ : nestacionarita, KPSS test:  $H_0$ : stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value < 0,01; \*\* p-value < 0,05; \* p-value < 0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě většiny testů lze usuzovat na nestacionaritu časové řady. Přesto u tohoto scénáře již nejsou všechny provedené testy ve shodě. ADF test s konstantou zamítá na 10% hladině významnosti nestacionaritu časové řady. Obdobně PP test s konstantou a trendem navrhuje stacionaritu na 5% hladině významnosti a nestacionaritu na 1% hladině významnosti. Stacionaritu lze ověřit i na základě Johansenova testu. Pokud časové řady jsou skutečně stacionární, matice  $\Pi$  bude mít plnou hodnotu. Johansenův test (viz tabulka č. 5.18) je spočítán pro jedno zpoždění v původních proměnných, jež je navrženo na základě testování modelu VAR a výpočtu informačních kritérií (viz příloha č. 10).

Tabulka č. 5.18 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář D, E

Varianta:	1		2		3		4		5	
Data Trend:	žádný		žádný		lineární		lineární		kvadratický	
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend		konstanta trend	
Hypotéza $H_0$ : Počet koint. vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	32,055	0,0000	671,450	0,0001	671,438	0,0001	672,724	0,000	672,592	0,0001
Maximálně 1	0,1274	0,7686	5,5204	0,2311	5,5090	0,0189	6,5951	0,3887	6,4626	0,0110
Výsledný počet koint. vektorů	1		1		2		1		2	

Pozn.: Johansenův test pro 1 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 0 zpoždění pro diference  
**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě výsledků je nalezen dlouhodobý vztah opět u tří variant VEC modelu. Hlavní výsledky odhadů modelů jsou zobrazeny v tabulce č. 5.19. Testování zákona jedné ceny je obsaženo v tabulce č. 5.20. Testování předpokladů o trendech v modelech, neboli výběr varianty VEC modelu, je zobrazeno v tabulce č. 5.21. Kompletní výsledky modelů bez restrikcí i včetně restrikcí jsou uvedeny v příloze č. 11.

**Tabulka č. 5.19 – VEC modely, bez restrikcí, scénář D, E**

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999			Počet pozorování: 999		
Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]			Standardní chyby v ( ), t-statistiky v [ ]		
Coint. Eq: CointEq1			Coint. Eq: CointEq1			Coint. Eq: CointEq1		
Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000		Pjt(-1)	1,00000	
Pit(-1)	-1,15643 (0,01497) [-77,2708]		Pit(-1)	-0,50110 (0,00508) [-98,7087]		Pit(-1)	-0,50045 (0,00528) [-94,8644]	
Error Correction: D(Pjt) D(Pit)			C			TREND		
CointEq1	-0,04395 (0,01062) [-4,13818]	0,01674 (0,00708) [ 2,36439]		-34,9095 (0,26942) [-129,573]			0,00005 (0,00012) [ 0,44797]	
Adj. R <sup>2</sup>			Error Correction: D(Pjt) D(Pit)			C		
Log likelihood	0,01687	0,00556	CointEq1	-0,96650 (0,03492) [-27,6772]			-34,97028	
Determinant resid covariance (dof adj.)	-1833,830	-1428,689		0,01312 (0,03077) [ 0,42623]		Error Correction: D(Pjt) D(Pit)		
Determinant resid covariance		2,11225	Adj. R <sup>2</sup>	0,434249		CointEq1		
Log likelihood		2,10802	Log likelihood	-1557,812		-0,96695 (0,03493) [-27,6804]		
AIC		-3207,542	Determinant resid covariance (dof adj.)	-1431,389		0,01264 (0,03079) [ 0,41067]		
SIC		6,42951	Determinant resid covariance	1,11976		C		
		6,44916	Log likelihood	1,11752		-0,00079 (0,03644) [-0,02160]		
			AIC	-2890,541		Adj. R <sup>2</sup>		
			SIC	5,79688		0,43399		
				5,82143		Log likelihood		
						-1557,545		
						Determinant resid covariance (dof adj.)		
						1,12177		
						Determinant resid covariance		
						1,11729		
						Log likelihood		
						-2890,445		
						AIC		
						5,80067		
						SIC		
						5,83505		

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7



Tabulka č. 5.20 – LR test pro VEC modely pro scénář D, E  
restrikce: parametr dovozní ceny roven jedné

	Varianta 1	Varianta 2	Varianta 4
Log likelihood:			
- neomezená verze	-3207,52	-2890,541	-2890,435
- verze s restrikcemi	-3220,182	-3198,443	-3196,409
<b>LR testová statistika</b>	25,28	615,804	611,948
Kritická hodnota			
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,05$	3,84	3,84	3,84
- $\chi^2(1)$ , $\alpha = 0,01$	6,64	6,64	6,64
<b>Závěr</b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka č. 5.21 – LR test pro varianty VECM,  
scénář D, E

LR test o významnosti různých typů trendů v datech	
$H_0$ : nevýznamnost konstant v krát. vztahu a trendu v dlouh. vztahu	
Neomezený model varianta 4	-2890,435
Model s restrikcemi: varianta 2	-2890,541
<b>LR testová statistika</b>	0,212
Kritická hodnota: $\chi^2(3)_{0,05} = 7,81$ $\chi^2(3)_{0,01} = 11,34$	
<b>Závěr</b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>
$H_0$ : nevýznamnost konstanty v dlouh. vztahu	
Neomezený model: varianta 2	-2890,54
Model s restrikcemi: varianta 1	-3207,542
<b>LR testová statistika</b>	634,002
Kritická hodnota $\chi^2(1)_{0,05} = 3,84$ $\chi^2(1)_{0,01} = 6,64$	
<b>Závěr</b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>

Zdroj: vlastní výpočty

Z tabulky č. 5.19 je patrná nízká vypovídací schopnost první varianty modelu. Korigovaný koeficient determinace je velmi nízký u obou rovnic D(Pjt) a D(Pit) VEC modelu (1,69 % a 0,56 %). U varianty 2 a 4 je patrné zlepšení u první rovnice D(Pjt), u které shoda modelu s daty dosahuje 43,4 %.

Zatížení  $\alpha$  dlouhodobého vztahu (viz tab. 5.19) je v případě varianty 1 statisticky významné jak pro rovnici D(Pjt), tak pro rovnici D(Pit). Dle této varianty jsou ceny v simultánním vztahu, což odporuje simulovanému scénáři. Korektní výsledky o endogenitě ceny  $P_{jt}$  a exogenitě  $P_{it}$  jsou získány na základě varianty 2 a 4, kde zatížení  $\alpha$  je statisticky významné pouze u rovnice D(Pjt) s t-hodnotou  $-27,68$  v případě varianty 2 a u rovnice D(Pjt) s t-hodnotou  $-27,68$  v případě varianty 4.

Trend v dlouhodobém vztahu a konstanta v krátkodobém vztahu varianty 4 jsou statisticky nevýznamné na všech tradičních hladinách významnosti (viz tab. č. 5.19). Nevýznamnost těchto proměnných prokazuje také LR test, ve kterém nulová hypotéza o rovnici prvků nule nemohla být zamítnuta na 1% hladině významnosti (viz tab. č. 5.21). Oproti tomu hypotéza o nevýznamnosti konstanty v dlouhodobém vztahu v rámci varianty 2 nemohla být zamítnuta (tab. č. 5.21, LR statistika = 634,002). Druhá varianta VEC modelu je na základě testování nejvhodnější variantou.

Při analyzování významnosti a velikosti parametrů ceny vývozní země všechny varianty obsahují významný parametr na 1% hladině významnosti (viz tab. č. 5.19). Parametr u variant 2 a 4 se pohybuje kolem  $-0,5$  (odpovídá scénáři) zatímco u první

varianty je blízký jedné (konkrétně 1,16). První varianta je ovšem jak již bylo uvedeno zamítnuta na základě LR testování. Při testování varianty 2 na zákon jedné ceny je prokázána jeho neplatnost (viz tab. 5.20). Toto souhlasí se simulovaným scénářem. Odhady a testování vedly k modelu vyjadřující původní simulovaný vztah. Odhadovaný parametr v dlouhodobém vztahu 0,501 je velmi blízký simulovanému parametru 0,5.

### Scénář F

Posledním zastřešujícím scénářem je situace, kdy ceny jednotlivých zemí mezi sebou nemají žádný vztah. Nejdříve je zapotřebí otestovat nestacionaritu časových řad cen. Cena vývozní země je integrována řádu 1 (viz scénář A). Testování ceny dovozní země je zobrazeno v tabulce č. 5.22.

Tabulka č. 5.22 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář F

Typ testu <sup>1)</sup>	Původní časová řada Pjt			První diference $\Delta Pjt$		
	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
<b>ADF test</b>						
testová statistika	-1,2040	-0,8532	-2,8021	-30,7113	-30,7245	-30,7173
p-value	0,2097	0,8029	0,1968	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ano***/ano***	x	ne	ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>PP test</b>						
testová statistika	-1,2040	-0,8532	-2,8021	-30,7113	-30,7245	-30,7173
p-value	0,2097	0,8029	0,1968	0,0000	0,0000	0,0000
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ano***/ano***	x	ne	ne
závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
<b>KPSS test</b>						
testová statistika	x	14104,01	315,7417	x	0,0654	0,0378
$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
Kritické hodnoty $\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test:  $H_0$ : nestacionarita, KPSS test:  $H_0$ : stacionarita

<sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární  
Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě všech provedených testů je časová řada nestacionární v původních datech a obsahuje jeden jednotkový kořen. V následujícím kroku je možné otestovat kointegraci mezi časovými řadami. Zpoždění bylo opět určeno na základě VAR modelu a informačních kritérií (viz příloha č. 12) a je rovno jedné. Následující tabulka č. 5.23 obsahuje výsledky Johansenova testu.

Tabulka č. 5.23 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář F

Varianta:	1	2	3	4	5
Data Trend:	žádný	žádný	lineární	lineární	kvadratický
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta žádný trend	konstanta trend	konstanta trend
Hypotéza $H_0$ : Počet koint.vektorů	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value	Trace Stat. P-value
Žádný Maximálně 1	3,53828 0,7763 0,94730 0,3828	8,57435 0,7752 1,59643 0,8558	7,57352 0,5121 0,61557 0,4327	15,1813 0,5595 6,41219 0,4098	14,7911 0,1488 6,13648 0,0132
Výsledný počet koint. vektorů	0	0	0	0	0

Pozn.: Johansenův test pro 1 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 0 zpoždění pro diference

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

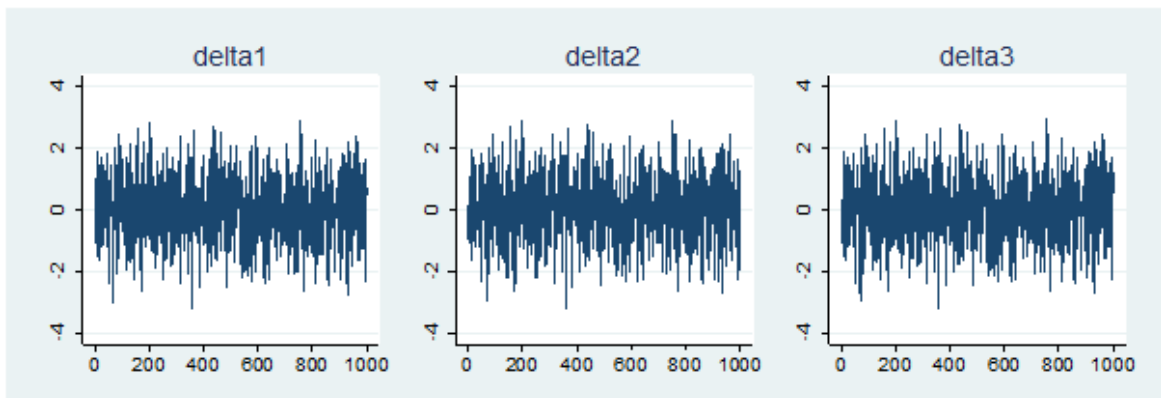
Na základě Johansenova testu je zřejmé, že kointegrace mezi časovými řadami neexistuje, a to, ani pokud jsou změněny předpoklady o trendech v datech. Hodnost matice  $\Pi$  je nulová. Časové řady jsou nestacionární a jejich modelování bez provedení diferencování by vedlo ke zdánlivé regresi. Dle výsledků je patrné, že neexistuje dlouhodobý vztah mezi cenami a tudíž ani zákon jedné ceny není platný.

### 5.3.2 Analýza vývozu pro jednotlivé scénáře – druhá rovnice modelu

#### Scénář A

Kapitola je zaměřena na odhad gravitační rovnice pro scénář A. Jako první je zapotřebí kvantifikovat diferenci ceny pro daný scénář. První diference *delta1* je spočtena jako prostý rozdíl mezi cenou dovozní a vývozní země. Druhá diference *delta2* je vyčíslena na základě odečtu teoretické hodnoty od skutečné. Teoretická hodnota je v tomto případě spočtena na základě regresní funkce, kde dovozní cena je funkcí vývozní ceny a konstanty (viz rovnice (51) v kapitole 5.1). Třetí diference *delta3* je oproti druhé rozšířena o trend přítomný v odhadované regresní funkci (viz rovnice (52) v kapitole 5.1). Druhá a třetí diference tak zahrnuje navrhované očištění cen o transakční náklady. Časové řady výsledných diferencí cen jsou zobrazeny v grafu č. 5.3. Kompletní odhady provedené pro očištění časové řady o transakční náklady jsou uvedeny v příloze č. 13, tabulka č. 11.13/1.

Graf č. 5.3 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář A



Zdroj: vlastní zpracování

Pro daný scénář byly transakční náklady nastaveny rovny nule. Zároveň platí zákon jedné ceny, tzn. ceny se sobě rovnají a rozdíl mezi nimi je dán pouze náhodou. Z grafu č. 5.3 je patrné, že po dopočtu rozdílu mezi cenami, ať očištěného či neočištěného o transakční náklady, je získán bílý šum. Očištěné diference jsou velmi podobné neočištěné verzi.

Následující tabulka č. 5.24 obsahuje výstupy odhadů gravitační rovnice pro všechny varianty rozdílů cen včetně testování modelů. Výstup OLS1 reprezentuje variantu, ve které je proměnná reprezentující vliv rozdílu cen spočtena jako jednoduchý rozdíl mezi dovozní a vývozní cenou ( $delta1 = P_{jt} - P_{it}$ ), tj. transakční náklady nejsou nijak odčerpány. V OLS2

byly transakční náklady odčerpány prostřednictvím odhadu regrese s konstantou a zbývající rozdíl mezi cenami je tak reprezentován proměnnou *delta2*. V posledním odhadu OLS3 odhadovaná *delta3* je opět diferencí cen s využitím regrese, kde pro odčerpání transakčních nákladů byl využit kromě konstanty i trend.

Tabulka č. 5.24 – Odhad gravitační rovnice, scénář A

Závislá proměnná: EXPORTijt				Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad parametrů				Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3	Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
const	59,7932*** (0,4223)	59,7953*** (0,4224)	59,7936*** (0,4224)	Počet poz.	1000	1000	1000
HDPit	0,8001*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)	Adj. R <sup>2</sup>	0,9999	0,9999	0,9999
HDPjt	0,4997*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	AIC	2,8324	2,8324	2,8324
POPit	0,3123*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	SIC	2,8619	2,8619	2,8619
POPjt	0,1869*** (0,0249)	0,1869*** (0,0249)	0,1869*** (0,0249)	Ekonometrická verifikace: p-value			
delta1	-0,0387 (0,0302) [0,2000]			Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
delta2		-0,0389 (0,0302) [0,1969]		Breusch-Godfrey LM test:			
delta3			-0,0387 (0,0302) [0,1998]	řád autok.: 1	0,5451	0,5457	0,5451
				2	0,7148	0,7154	0,7148
				3	0,6651	0,6656	0,6651
				4	0,8121	0,8125	0,8121
				White test	0,8515	0,8511	0,8516
				Jarque-Bera t.	0,3473	0,3473	0,3473

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1 či uvedené [ ]

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

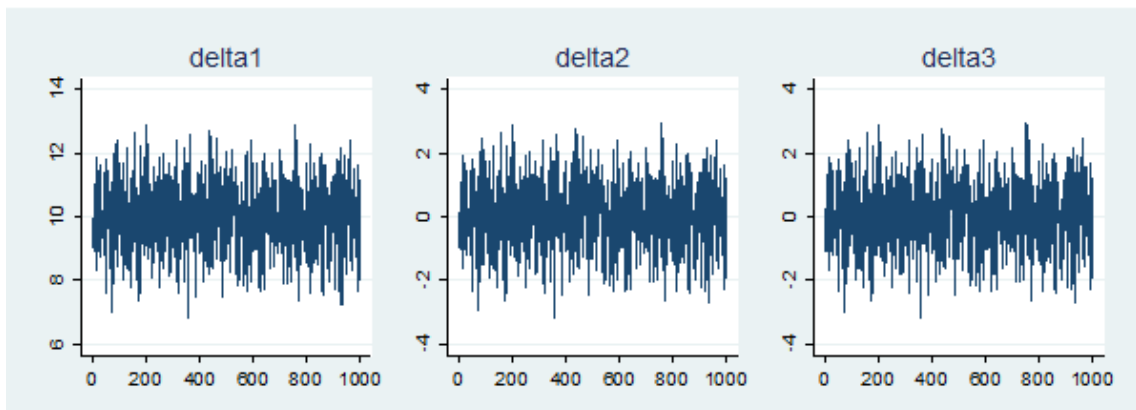
Ve všech odhadnutých variantách gravitačního modelu je rozdíl cen mezi zeměmi statisticky nevýznamný, což odpovídá danému scénáři. Odhady parametrů difference ceny a standardní chyby, resp. hodnoty p-value, v jednotlivých variantách se liší velmi nepatrně. Očištění v tomto scénáři nebylo zapotřebí, poněvadž transakční náklady neexistují, ale dané odhady ukazují, že pokud je navržené očištění provedeno, přestože není zapotřebí, výsledky odhadů nejsou nijak negativně ovlivněny. Taktéž ekonometrická verifikace prokazuje správnost modelů z hlediska Gauss-Markovových předpokladů. Modely se na

základě korigovaného koeficientu determinace či informačních kritérií neliší. Odhadnuté parametry HDP a populace včetně konstanty jsou velmi blízké skutečným parametrům (viz  $Export_{ijt} = 60 + 0,8HDP_{it} + 0,5HDP_{jt} + 0,3POP_{it} + 0,2POP_{jt} + 0\Delta P_{ijt} + v_t$ ) a jsou významné na vysoké hladině významnosti.

### Scénář B

Pro odhad modelu byly opět nejdříve spočteny odpovídající proměnné rozdílu cen (viz graf č. 5.4). Výstupy odhadu regresní funkce pro výpočet proměnných *delta2* a *delta3* jsou zobrazeny v příloze č. 13, tabulka č. 11.13/2. V případě regrese s konstantou, která byla využita pro výpočet proměnné *delta2* je konstanta statisticky významná na 1 % hladině významnosti. Konstanta je významná i u druhé regrese pro výpočet proměnné *delta3*, avšak trend není statisticky významný.

Graf č. 5.4 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář B



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafického znázornění je patrné, že při pouhé jednoduché diferenci mezi cenami zůstávají transakční náklady v dané časové řadě, jelikož *delta1* kolísá nikoli okolo nuly, ale okolo hodnoty 10 (výše transakčních nákladů). V případě modelování dovozní ceny a následného výpočtu difference cen jsou tyto transakční náklady odčerpány, proměnné *delta2* i *delta3* kolísají okolo nuly.

Následující tabulka č. 5.25 zobrazuje výsledky odhadu gravitační rovnice pro jednotlivé difference cen (OLS1 – odhad s *deltou1*, OLS2 – odhad s *delta2*, OLS3 – odhad s *delta3*).

Tabulka č. 5.25 – Odhad gravitační rovnice, scénář B

Závislá proměnná: EXPORTijt				Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad parametrů				Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3	Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
const	60,1800*** (0,5217)	59,7953*** (0,4224)	59,7936*** (0,4224)	Počet poz.	1000	1000	1000
HDPit	0,8001*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)	Adj. R <sup>2</sup>	0,9999	0,9999	0,9999
HDPjt	0,4997*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	AIC	2,8324	2,8324	2,8324
POPit	0,3123*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	SIC	2,8619	2,8619	2,8619
POPjt	0,1869*** (0,0249)	0,1869*** (0,0249)	0,1869*** (0,0249)	Ekonometrická verifikace: p-value			
delta1	-0,0387 (0,0302) [0,2000]			Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
delta2		-0,0389 (0,0302) [0,1969]		Breusch-Godfrey LM test:			
delta3			-0,0387 (0,0302) [0,1998]	řád autok.: 1	0,5451	0,5457	0,5451
				2	0,7148	0,7154	0,7148
				3	0,6651	0,6656	0,6651
				4	0,8121	0,8125	0,8121
				White test	0,8515	0,8511	0,8516
				Jarque-Bera t.	0,3473	0,3473	0,3473

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1 či uvedené [ ]

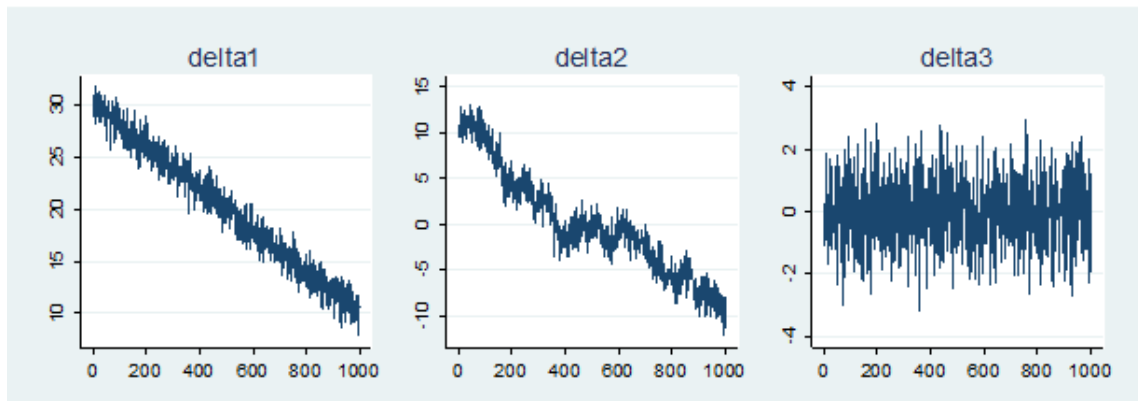
Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Všechny odhadnuté gravitační rovnice mají vysoký koeficient determinace a splňují předpoklady neautokorelovanosti, homoskedasticity a normality. Informační kritéria v tabulce č. 5.25 se liší až na páté, resp. šesté desetinné pozici, kde nejnižší AIC (2,832424) a SIC (2,8618710) je nalezeno u odhadu OLS2. Parametry u všech variant jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti až na proměnnou, zastupující diferenci ceny. Odhadnuté parametry popisují strukturu trhu, která byla definována v simulaci, tj. nezávislost exportu na diferenci cen. Z provedených odhadů je patrné, že konstantní transakční náklady ve scénáři neovlivňují správnost výsledku statistického testování významnosti parametru difference ceny. Rozdíly mezi odhady parametrů jednotlivých variant diferencí cen jsou velmi nepatrné. Na druhou stranu očištění pomocí trendu, tj. vyšší než je zapotřebí, také neovlivňuje negativně výsledky.

### Scénář C

V tomto scénáři transakční náklady mají klesající charakter. Zobrazení proměnných *delta1*, *delta2* a *delta3* je uvedeno v následujícím grafu č. 5.5.

Graf č. 5.5 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář C



Zdroj: vlastní zpracování

Z grafu č. 5.5 je patrné, že pokud je spočten prostý rozdíl mezi cenami dovozní a vývozní země (*delta1*), zůstává v časové řadě zbývající vliv transakčních nákladů. Pokud je diference ceny spočtena na základě využití regresní funkce, v případě proměnné *delta2* je konstanta v modelu významná na 1 % hladině významnosti (viz příloha č. 13, tabulka č. 11.13/3) avšak z grafu je patrné, že v tomto případě odčerpání konstantou nestačí pro kompletní očištění časové řady od transakčních nákladů. Až v případě poslední regrese, ve které je zahrnut i trend, jsou veškeré transakční náklady odčerpány. Trendová proměnná je v regresní funkci významná na 1 % hladině významnosti. Jelikož zákon jedné ceny platí, rozdíl mezi cenami je náhodnou proměnnou podobající se bílému šumu. S těmito proměnnými je dále pracováno při odhadu modelu, aby byl zjištěn efekt neodčerpání transakčních nákladů v gravitačním modelu. Výsledky odhadů včetně testování modelů jsou uvedeny v tabulce č. 5.26.



Tabulka č. 5.26 – Odhad gravitační rovnice, scénář C

Závislá proměnná: EXPORTijt			
Odhad parametřů			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
const	61,2956*** (1,0186)	60,6756*** (0,5318)	59,7937*** (0,4224)
HDPit	0,7986*** (0,0015)	0,7995*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)
HDPjt	0,4991*** (0,0023)	0,4983*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)
POPit	0,3119*** (0,0199)	0,3091*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)
POPjt	0,1869*** (0,0249)	0,1851*** (0,0248)	0,1869*** (0,0249)
delta1	-0,0481 (0,0296) [0,1040]		
delta2		-0,0500*** (0,0183) [0,0063]	
delta3			-0,0387 (0,0302) [0,2000]

Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
Počet poz.	1000	1000	1000
Adj. R <sup>2</sup>	0,9999	0,9999	0,9999
AIC	2,8314	2,8266	2,8324
SIC	2,8609	2,8560	2,8619

Ekonometrická verifikace: p-value			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
Breusch-Godfrey LM test:			
řád autok.: 1	0,5743	0,6800	0,5451
2	0,7451	0,8501	0,7148
3	0,6822	0,6853	0,6651
4	0,8265	0,8279	0,8121
White test	0,7499	0,7568	0,8517
Jarque-Bera t.	0,3445	0,3393	0,3473

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1 či uvedené [ ]

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

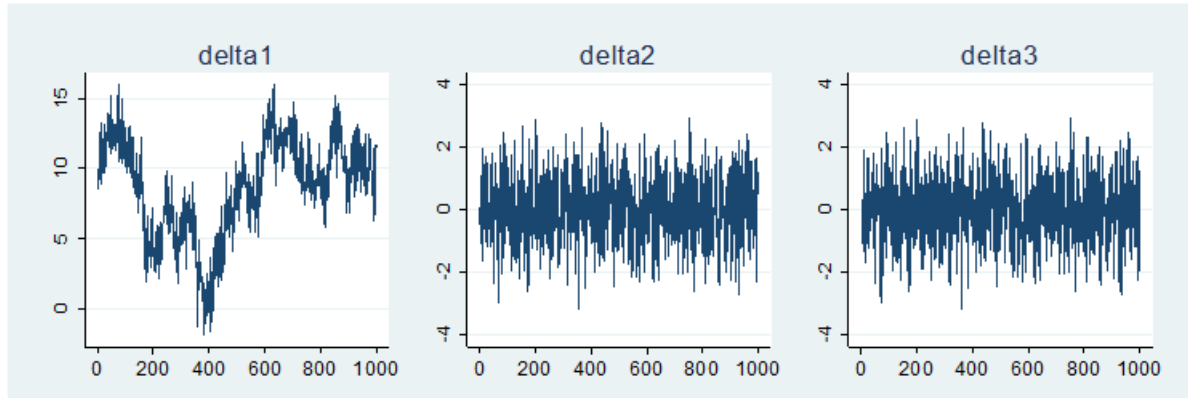
Pokud porovnáme jednotlivé odhady v tabulce č. 5.26 mezi sebou, z hlediska kvality jsou si velmi podobné. U žádného modelu nebyl nalezen problém s nesplněním Gauss-Markovových předpokladů. Všechny modely mají vysoký korigovaný koeficient determinace i obdobná informační kritéria. Odhady jednotlivých parametrů proměnných HDP a populace se neliší zásadně ve velikosti ani významnosti. Odhady jednotlivých rovnic se odlišují ve velikosti a především ve statistické významnosti parametrů proměnných *delta*. V tomto scénáři byl export simulován jako nezávislý na výši rozdílu cen mezi zeměmi. V prvním i druhém případě odhadů (OLS1 a OLS2) nebyl z rozdílu cen zcela odčerpán vliv transakčních nákladů. U prvního odhadu difference ceny *delta1* sice není významná, ale p-value je velmi blízká hodnotě 0,1 (konkrétně 0,104) a lze předpokládat, že v případě většího vlivu trendu či v případě menšího vzorku pozorování by

zde došlo k zamítnutí nevýznamnosti cen na vývoz a tak k chybnému závěru. Zcela zřetelné je zkreslení parametru difference ceny u druhého odhadu OLS2, ve kterém je *delta2* statisticky významná na 1% hladině významnosti ( $p\text{-value}=0,0063$ ), přestože ceny v simulaci nemají efekt na export. Neodčerpané transakční náklady tak působí na zkreslení daného parametru. Poslední variantou, kde byl odčerpán klesající průběh transakčních nákladů pomocí trendu, tj. byla využita proměnná *delta3*, již dospějeme k správnému výsledku, a to k nevýznamnosti rozdílu cen na vývoz ( $p\text{-value}=0,2$ ). Tento výsledek je zásadní, neboť simulace tohoto scénáře poukazuje, že pokud jsou transakční náklady proměnlivé a nejsou odčerpány z rozdílu cen, lze dospět ke zkresleným závěrům o významnosti cen. Zároveň vhodný model nelze posoudit na základě koeficientu determinace ani informačních kritérií. Hodnoty těchto statistik jsou si velmi blízké a informační kritéria naopak poukazují na model, který by neměl být vybrán. Snížení informačních kritérií je dáno tím, že proměnná *delta2* přispívá k vysvětlení proměnné exportu. Ovšem jelikož v originální simulaci je efekt cen nulový, ve skutečnosti *delta2* přispívá k vysvětlení náhodné složky exportní funkce, ne systematické části. Toto pak působí na snížení informačních kritérií.

### **Scénář D a E**

Ve scénáři D zákon jedné ceny neplatí dokonale, existují konstantní transakční náklady a rozdíl cen mezi zeměmi nepůsobí na obchod. Nevýznamnost cen může být dána různými důvody, jako jsou např. restriktce a zásahy státu vedoucí k zamezení potřebných arbitráží a úplnému vyrovnání cen. Oproti tomu scénář E uvažuje stejnou nedokonalost avšak existenci vlivu diferencí cen na obchod. Konkrétně z nasimulovaných časových řad cen v obou zemích byl spočten rozdíl mezi dovozní a vývozní cenou a dále byly odečteny transakční náklady (tj.  $P_{jt} - P_{it} - TR$ ). Proměnná prezentuje skutečný zisk, resp. ztrátu při vývozu zboží ze země *i* do země *j* a byla využita při simulaci proměnné exportu. Parametr vlivu rozdílu cen byl stanoven na 0,9 (viz kapitola simulace dat). Proměnné cen jsou tak shodné ve scénáři D a E, ale velikost exportu je odlišná z důvodu odlišného efektu rozdílu cen a jejich významnosti. Následující graf č. 5.6 zobrazuje spočtené proměnné *delta*, které jsou využity pro odhad gravitačního modelu pro scénář D a E. Výstupy regresí využitých pro výpočet proměnných *delta2* a *delta3* jsou uvedeny v příloze č. 13 v tabulce č. 11.13/4.

Graf č. 5.6 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář D, E



Zdroj: vlastní zpracování

Pokud je spočtena prostá diference  $delta1$ , v časové řadě zůstávají nejen transakční náklady, ale zároveň časová řada obsahuje nedokonalost zákona jedné ceny. V případě modelování dovozní ceny je parametr proměnné vývozní ceny v dané rovnici  $P_{jt}$  odhadnut ve velikosti 0,5 a je statisticky významný na 1% hladině významnosti. Toto odpovídá provedené simulaci. Obdobně je významná i konstanta v modelu. Ve své podstatě je při výpočtu proměnné  $delta2$  odčerpána nedokonalost zákona jedné ceny a taktéž velikost transakčních nákladů. Otázkou zůstává, zda toto odčerpání nebude překážet při odhadu vývozní rovnice a zkoumání významnosti rozdílu cen bude i tak prokázána. Poznamenejme, že při simulaci scénáře E byl rozdíl cen působící na export spočten jako reálný rozdíl mezi cenami, tj.  $dP_{ijt} = P_{jt} - P_{it} - TR$  reprezentující skutečný zisk/ztrátu z vývozu zboží. Oproti tomu zde je rozdíl cen spočten na základě odhadnutého modelu:  $delta2 = P_{jt} - 0,5P_{it} - 34,9293$  (viz příloha č. 13, tab. č. 11.13/4). Obdobně je pak tomu u proměnné  $delta3$ , u které je navíc v regresní rovnici obsažen trend, který je ale statisticky nevýznamný.

V neposlední řadě je kladena otázka v souvislosti s variantou D, tj. zda je nutné odčerpání transakčních nákladů prostřednictvím variant  $delta2$  a  $delta3$ , aby byla prokázána nevýznamnost rozdílu cen.

Následující tabulka č. 5.27 obsahuje výstupy odhadů gravitační rovnice pro variantu D neboli nevýznamnosti diference cen na export pro jednotlivé varianty proměnných  $delta$ .

Tabulka č. 5.27 – Odhad gravitační rovnice, scénář D

Závislá proměnná: EXPORTijt

Odhad parametrů				Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3	Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
const	60,4384*** (0,4875)	59,7977*** (0,4224)	59,7958*** (0,4224)	Počet poz.	1000	1000	1000
HDPit	0,8013*** (0,0013)	0,8001*** (0,0012)	0,8001*** (0,0012)	Adj. R <sup>2</sup>	0,9999	0,9999	0,9999
HDPjt	0,4987*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	0,4997*** (0,0023)	AIC	2,8270	2,8325	2,8325
POPit	0,3090*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	0,3123*** (0,0199)	SIC	2,8565	2,8619	2,8619
POPjt	0,1845*** (0,0248)	0,1869*** (0,0249)	0,1869*** (0,0249)	Ekonometrická verifikace: p-value			
delta1	-0,0290*** (0,0109) [0,0081]			Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
delta2		-0,0385 (0,0302) [0,2017]		Breusch-Godfrey LM test:			
delta3			-0,0383 (0,0302) [0,2047]	řád autok.: 1	0,6556	0,5454	0,5448
				2	0,8345	0,7154	0,7148
				3	0,6512	0,6652	0,6647
				4	0,8022	0,8122	0,8118
				White test	0,7945	0,8522	0,8528
				Jarque-Bera t.	0,3441	0,3472	0,3472

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1 či uvedené [ ]

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Odhadnuté parametry nasvědčují tomu, že je nutné odčerpat transakční náklady. Pokud transakční náklady nejsou odčerpány (viz varianta OLS1), výsledky poukazují na významnost vlivu cen na vývoz (p-value=0,0081), přestože export byl simulován jako nezávislý na cenách. V tomto případě odhadnutý parametr vede k chybnému závěru. Oproti tomu obě varianty OLS2 a OLS3 vedou k závěru nevýznamnosti cen, který koresponduje s danou simulací. Modely s očištěnou diferencí cen jsou vhodné pro odhad gravitační rovnice. Nutno podotknout, že rozdíl mezi modely nelze detekovat na základě korigovaného R<sup>2</sup> (shodné výsledky) ani na základě informačních kritérií. Naopak informační kritéria navrhuje nejlepší model OLS1, i když rozdíl ve velikosti těchto statistik je velmi malý. Daná skutečnost je s vysokou pravděpodobností dána tím, že dodatečná

proměnná *delta1* přispívá svou variabilitou k vysvětlení variability proměnné vývozu, přestože toto kolísání je dáno pouze stochastickou nepozorovatelnou proměnnou.

Následující výstupy (tab. č. 5.28) souvisí s odhadem vývozu pro scénář E. Pro odhad jsou opět využity proměnné *delta* zobrazené v grafu č. 5.6. Jelikož se u modelů OLS2 a OLS3 vyskytl problém autokorelace a heteroskedasticity, byly provedeny robustní odhady s Newey-West HAC errors (OLS2rob, OLS3rob) napravující směrodatné chyby parametrů jak pro autokorelaci tak heteroskedasticitu. Příslušná diskuze výsledků je uvedena níže.

**Tabulka č. 5.28 – Odhad gravitační rovnice, scénář E**

Závislá proměnná: EXPORTijt

Odhad parametrů						Statistické charakteristiky odhadu			
Odhad:	OLS1	OLS2	OLS2rob	OLS3	OLS3rob	Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
const	51,4384*** (0,4875)	70,7412*** (1,0799)	70,7412*** (3,7939)	70,7831*** (1,0811)	70,7831*** (3,7997)	Počet poz.	1000	1000	1000
HDPit	0,8013*** (0,0013)	0,8382*** (0,0032)	0,8382*** (0,0078)	0,8382*** (0,0032)	0,8382*** (0,0078)	Adj. R <sup>2</sup>	0,9999	0,9998	0,9998
HDPjt	0,4987*** (0,0023)	0,4694*** (0,0058)	0,4694*** (0,0159)	0,4693*** (0,0058)	0,4693*** (0,0160)	AIC	2,8270	4,7098	4,7120
POPit	0,3090*** (0,0199)	0,2047*** (0,0509)	0,2047*** (0,0556)	0,2045*** (0,0509)	0,2045*** (0,0556)	SIC	2,8565	4,7392	4,7415
POPjt	0,1845*** (0,0248)	0,1183* (0,0636)	0,1183* (0,0647)	0,1184* (0,0637)	0,1184* (0,0648)	Ekonometrická verifikace: p-value			
delta1	0,8710*** (0,0109) [0,0000]					Odhad:	OLS1	OLS2	OLS3
delta2		0,8486*** (0,0771) [0,0000]	0,8486*** (0,0701) [0,0000]			Breusch-Godfrey LM test:			
delta3				0,8408*** (0,0772) [0,0000]	0,8408*** (0,0701) [0,0000]	řád autok.: 1	0,6556	0,0000	0,0000
						2	0,8345	0,0000	0,0000
						3	0,6512	0,0000	0,0000
						4	0,8022	0,0000	0,0000
						White test	0,7945	0,0000	0,0000
						Jarque-Bera t	0,3441	0,2060	0,2059

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1 či uvedené [ ]

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

První odhad OLS1 je proveden na základě proměnné *delta1*, která není očištěná o transakční náklady. Odhadnutý parametr 0,871 je blízký simulované hodnotě 0,9 a je statisticky významný na 1% hladině významnosti. Daný model taktéž splňuje předpoklady

lineárně regresního modelu (LRM). V případě výstupů OLS2 a OLS3 je očištěná proměnná diference ceny taktéž statisticky významná na 1% hladině významnosti, avšak v modelech není splněn předpoklad autokorelace a heteroskedasticity. Nesplnění předpokladů je pravděpodobně způsobeno právě očištěním časové řady *delta2* a *delta3* nejen o transakční náklady, ale také o vliv nedokonalosti zákona jedné ceny. Tím zůstává část systematické složky neodhadnuta a projevuje se v reziduích modelu. Jak je známo, důsledkem autokorelace a heteroskedasticity v modelu je, že odhady nejsou nejlepší, avšak zůstávají nestranné a konzistentní. Skutečnost, že model není nejlepší, neboli existuje jiný model, který konvertuje v rozptylu reziduí rychleji než náš model, není nejzávažnější překážkou, jelikož nestrannost a konzistence odhadu je stále splněna. Podstatnějším problémem porušení předpokladů LRM je zkreslení směrodatných chyb odhadu parametrů, které jsou používány pro testování významnosti parametrů. V daném případě by mohly být získány zdánlivé výsledky o významnosti, resp. nevýznamnosti parametrů, které jsou klíčové pro vyhodnocení typu struktury trhu. Uvedený problém lze řešit různými způsoby, jedním z nich je odhad na základě robustních chyb. Při aplikaci Newey-West HAC errors jsou směrodatné chyby odhadu parametrů přepočítány tak, aby nebyly ovlivněny existencí autokorelace a heteroskedasticity. Následně lze hodnoty t-testů využít pro adekvátní testování parametrů. Robustní odhady byly využity (viz OLS2rob a OLS3rob) a v obou případech jsou parametry *delta2* a *delta3* statisticky významné na 1% hladině významnosti. Odhadnuté parametry 0,8486 a 0,8408 jsou sice vzdálenější oproti parametru varianty OLS1, ale stále velmi blízké simulovanému parametru 0,9. Přestože odhadnutý parametr proměnné *delta1* je v absolutní výši bližší simulovanému parametru, při důkladnějším testování lze zjistit, že odhady OLS2rob a OLS3rob lépe reprezentují simulovaný vztah. Odhadnuté parametry proměnných delta byly otestovány na základě t-testu na rovnost hodnotě 0,9, která byla simulována ve scénáři D. Výsledky testování jsou zobrazeny v tabulce č. 5.29. V případě prvního odhadu OLS1 je hypotéza o rovnosti parametru 0,9 zamítnuta, což odporuje danému scénáři. Naproti tomu v případě proměnných *delta2* a *delta3* nelze nulovou hypotézu zamítnout a modely prokazují rovnost parametru simulované hodnotě. Na základě těchto výsledků lze usoudit, že výsledné odhady OLS2rob a OLS3rob jsou lepší, neboť lépe odrážejí skutečnost i přes to, že se jedná o robustní odhady modelů, kde byla přítomna autokorelace a heteroskedasticita.

Tabulka č. 5.29 – Testování parametru proměnné difference ceny

	OLS1	OLS2rob	OLS3rob
Odhadnutý parametr proměnné delta	0,871	0,8486	0,8408
Standardní chyba	0,0109	0,0701	0,0701
<b>T-test, <math>H_0 : \beta_8 = 0,9</math></b>			
<b>testová statistika</b>	<b>-2,66055</b>	<b>-0,73324</b>	<b>-0,84451</b>
kritická hodnota ( $\alpha = 0,05$ , $df = 994$ )	2,069	2,069	2,069
<b>Závěr</b>	<b>zamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>	<b>nezamítáme <math>H_0</math></b>

*Zdroj:* vlastní výpočty

Z hlediska odhadnutých parametrů HDP a populace jsou parametry u všech odhadů, včetně robustních, statisticky významné. Jediný malý rozdíl lze nalézt u proměnné populace vývozní země, kde je parametr signifikantní na 1% hladině významnosti u odhadu OLS1, zatímco u ostatních odhadů je významný na 10% hladině významnosti. Při porovnání odhadnutých parametrů nalézáme odlišnost mezi modely v případě odhadu konstanty. Tato konstanta se však odlišuje od skutečné hodnoty ze simulace u všech případů. U prvního odhadu OLS1 je konstanta podhodnocena o 8,6 jednotek, u ostatních odhadů je konstanta naopak nadhodnocená zhruba o 10 jednotek. V souhrnu, robustní odhady lze aplikovat pro vyřešení problému autokorelace a heteroskedasticity. Robustní odhady s využitím navrženého očištění vedou k detekci správné struktury trhu i při významnosti efektu cen na vývoz.

## 5.4 Souhrn výsledků

Tato kapitola se zaměřuje na závěrečné shrnutí výsledků simulací. Z výsledků odhadu modelu na simulovaných datech plyne následující.

Na základě Johansenova testu byl u scénáře A nalezen dlouhodobý vztah u tří variant VEC modelů. Dané specifikace modelu vedly k potvrzení zákona jedné ceny, který byl platný v daném scénáři. Pokud jsou jednotlivé modely porovnány pomocí LR testu, výsledek vede k variantě 1 a potvrzuje nevýznamnost konstant a trendů ve variantách 2 a 4, což je v souladu se simulovaným scénářem. Parametry konstanty a trendu jsou v modelech nevýznamné, ale při jejich ponechání v modelu neovlivňují výsledky testování zákona jedné ceny. V případě tohoto scénáře výběr typu VEC modelu nebyl rozhodující.

Toto ovšem neplatí pro scénář B. V případě scénáře B jsou opět vybrány na základě Johansenova testu tři varianty VEC modelu, ale pokud je vybrána varianta bez konstanty, dojde k chybnému zamítnutí zákona jedné ceny a chybnému stanovení simultánního vztahu cen. Problémem varianty bez konstanty je nezahrnutí transakčních nákladů, které jsou u ostatních variant aproximovány konstantou, jejíž významnost potvrdil LR test.

Obdobně u scénáře C Johansenův test navrhuje více variant VEC modelu, ale pouze jedna varianta vede ke správnému výsledku odpovídajícímu parametrům a vztahům simulovaných časových řad. Ostatní dvě navrhované varianty zamítají zákon jedné ceny, přestože platí. Pro stanovení správné varianty VEC modelu je zapotřebí využít LR testy aplikované ve smyslu testování předpokladů o deterministických trendech a to způsobem „*general to specific*“. Schopnost LR testu identifikovat vychýlené odhady byla prokázána u všech scénářů, kde docházelo k chybnému zamítnutí zákona jedné ceny (scénář B a C).

Na základě odhadů scénáře D, resp. E výsledky poukazují, že VEC model a Johansenův test je schopný detekovat neplatnost zákona jedné ceny a zároveň existující dlouhodobý vztah mezi cenami jednotlivých zemí. Odhadovaný parametr vztahu ceny byl velmi blízký skutečné hodnotě. Odhad posledního scénáře F potvrzuje schopnost Johansenova testu detekovat neexistenci kointegrace mezi časovými řadami.

Na základě odhadů druhé rovnice navrženého modelu bylo zjištěno, že model ve své specifikaci umožňuje vyčíslení skutečných parametrů. Všechny odhadnuté parametry v jednotlivých scénářích byly statisticky významné na vysoké hladině významnosti a velmi blízké simulovaným hodnotám. Pokud jsou brány v potaz odhady rovnice vývozu,



u kterých byla využita očištěná diference cen, průměrná chyba odhadu parametrů proměnných HDP a populace oproti simulovaným scénářům se v průměru pohybuje u jednotlivých scénářů od 0,11 % (scénář E) do 0,65 % (scénář C). Relativní odchylka je velmi malá. Z hlediska zkoumání, zda časová řada rozdílů cen by měla být očištěna o transakční náklady či nikoli, z výsledků vyplývá, že očištění je u některých struktur trhu zásadní. V případě scénáře C, kde transakční náklady měly podobu klesající funkce, nedostatečné očištění diference cen o transakční náklady vedlo k chybným závěrům o významnosti rozdílů cen. Pouze při kompletním očištění cen došlo k jistému zamítnutí významnosti dopadu cen na vývoz, které odpovídalo simulovanému scénáři. Obdobně ve scénáři D, u kterého ceny neměly efekt na vývoz, neočištění cen vedlo k nesprávnému závěru o jejich významnosti.

Výsledky odhadů na simulovaných datech taktéž potvrdily, že očištění nemá negativní efekt na odhad parametru diference cen v případě, kdy cena má významný efekt na vývoz (viz scénář E). Skutečnost, že očištění nezkruskuje výsledky, byl dále ověřen i u scénáře A a B. Ve scénáři A očištění nebylo zapotřebí, poněvadž transakční náklady byly rovny nule. I přes očištění byla detekována odpovídající struktura trhu. Výsledky odhadů pro očištěnou diferenci cen i neočištěnou se ve své podstatě nelišily. Obdobně ve scénáři B, kde transakční náklady byly rovny konstantní hodnotě, vedl odhad s neočištěnou diferencí, tak i model s očištěním, ke správnému závěru.

Na základě odhadu na simulovaných datech bylo zjištěno, že pokud existuje vztah mezi časovými řadami cen, kointegrace mezi časovými řadami je na základě Johansenova testu nalezena bez ohledu na typ transakčních nákladů. Výběr varianty VEC modelu, resp. užití konstant a trendů v dlouhodobých a krátkodobých vztazích, je ovšem zásadní pro testování zákona jedné ceny. Klíčovým aspektem je nezbytné testování jednotlivých variant VEC modelů na základě LR testů. Zároveň při odhadu gravitační rovnice je podstatné očištění cen o transakční náklady. Při aplikaci prosté diference cen výsledky mohou vést k chybným závěrům o struktuře trhu.

## 6 APLIKACE MODELU

### 6.1 Analýza platnosti zákona jedné ceny – první rovnice modelu

#### 6.1.1 Proměnné první rovnice modelu

Měsíční časové řady cen pšenice a ječmene na trzích České republiky (CZ), Německa (DE), Rakouska (AT), Slovenska (SK), Polska (PL) a Maďarska (HU) pokrývají období od července 1995 do prosince 2012. Pro odhad modelu je využito následující označení proměnných (viz tabulka č. 6.1).

Tabulka č. 6.1 – Deklarace proměnných první rovnice modelu a zdroj dat

Proměnná	Popis	Jednotky	Zdroj
<i>PwheatCZ</i>	cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské	EUR/100kg	Český statistický úřad
<i>PwheatSK</i>	cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské	EUR/100kg	Štatistický úrad Slovenskej republiky
<i>PwheatPL</i>	cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské	EUR/100kg	Główny Urząd Statystyczny
<i>PwheatDE</i>	cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské	EUR/100kg	Statistischer Monatsbericht, BMELV a Statistisches Bundesamt
<i>PwheatAT</i>	cena zemědělských výrobců pšenice tvrdé	EUR/100kg	Statistical Database of Statistics Austria
<i>PwheatHU</i>	cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské	EUR/100kg	Központi Statisztikai Hivatal
<i>PbarleyCZ</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Český statistický úřad
<i>PbarleySK</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Štatistický úrad Slovenskej republiky
<i>PbarleyPL</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Główny Urząd Statystyczny
<i>PbarleyDE</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Statistischer Monatsbericht, BMELV a Statistisches Bundesamt
<i>PbarleyAT</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Statistical Database of Statistics Austria
<i>PbarleyHU</i>	cena zemědělských výrobců ječmene krmného	EUR/100kg	Központi Statisztikai Hivatal

Pozn. všechny časové řady jsou sezónně očištěny

Zdroj: data z jednotlivých statistických úřadů

Časové řady v jednotlivých zemích byly sezónně očištěny z důvodu statisticky významné sezónnosti na 5% hladině významnosti. Výsledky testování jsou přiloženy v příloze č. 14 v tabulce č. 11.14/1. Ceny pšenice v Německu a ceny ječmene v České republice a Maďarsku byly očištěny na základě stabilních sezónních faktorů, neboť statisticky významná sezónnost byla detekována na základě tradičního F-testu sezónnosti a Kruskal-Wallisova testu, avšak proměnlivá sezónnost nebyla potvrzena. Ostatní časové řady s proměnlivou sezónností byly očištěny pomocí proměnlivých sezónních faktorů. Základní popisné statistiky sezónně očištěných cenových proměnných jsou uvedeny v tabulkách č. 6.2 pro pšenici a č. 6.3 pro ječmen.

**Tabulka č. 6.2 – Základní popisné statistiky proměnné cen pšenice, období: 1995m7 – 2012m12, jednotky: EUR/100 kg**

Proměnná ceny pšenice pro jednotlivé státy					
Země:	Počet. poz.	Průměr	Směr. odchylka	Min	Max
Česká republika	210	12,9110	4,2515	7,8610	24,8266
Slovensko	210	15,0518	3,1783	10,2847	24,2648
Polsko	210	15,5694	4,4986	9,9590	27,9287
Německo	210	14,2234	4,6615	9,8728	27,1287
Rakousko	210	16,7980	5,2706	11,1720	33,4062
Maďarsko	210	12,3992	4,8532	5,3658	25,5654

*Zdroj:* vlastní výpočty, STATA ver. 11

**Tabulka č. 6.3 – Základní popisné statistiky proměnné cen ječmene, období: 1995m7 – 2012m12, jednotky: EUR/100 kg**

Proměnná ceny ječmene pro jednotlivé státy					
Země:	Počet. poz.	Průměr	Směr. odchylka	Min	Max
Česká republika	210	10,4562	3,7163	5,8406	21,0045
Slovensko	210	12,2396	2,2792	8,3958	19,7303
Polsko	210	13,8760	4,3756	8,6434	26,2140
Německo	210	12,8124	3,9499	9,0678	23,4607
Rakousko	210	11,3762	3,1845	7,6633	20,0093
Maďarsko	210	11,6293	4,1721	4,7174	22,4453

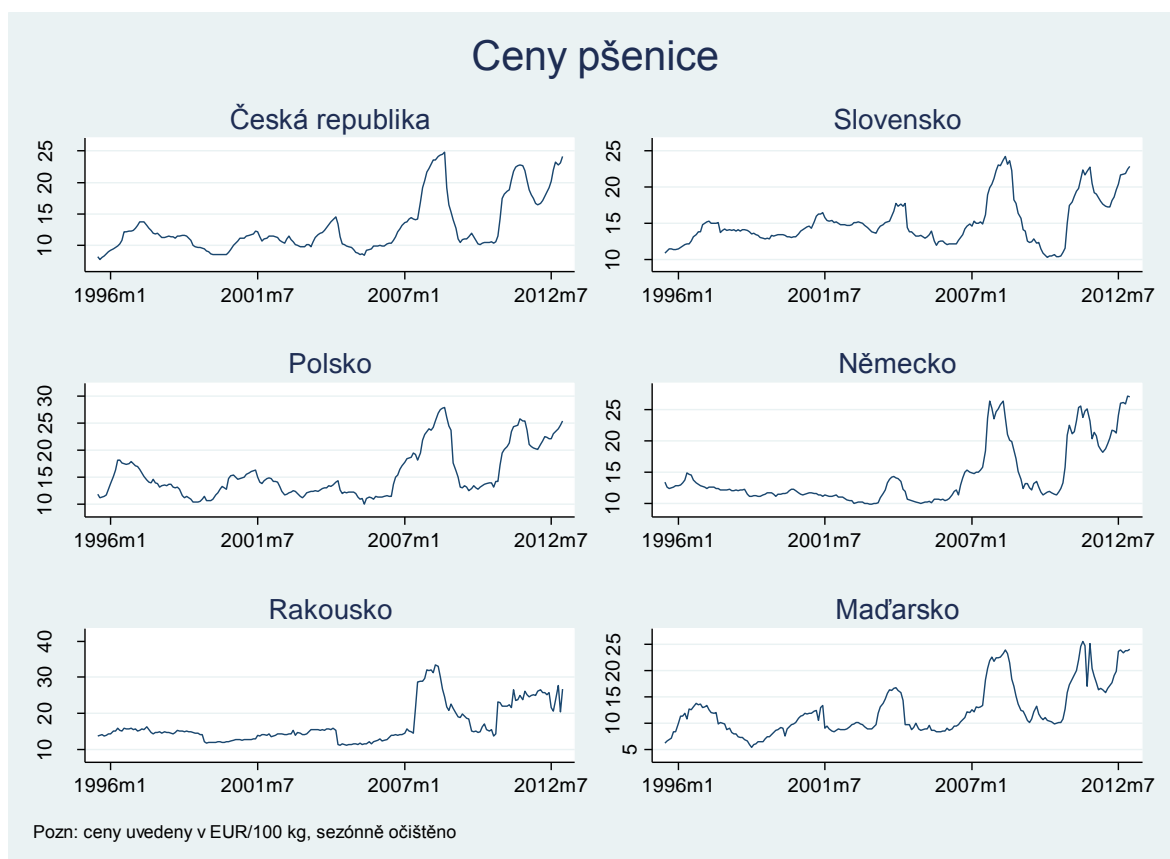
*Zdroj:* vlastní výpočty, STATA ver. 11

Ze základních popisných statistik cen pšenice je patrné, že průměrná cena ve sledovaném období se pohybovala od 12,4 do 15,6 EUR/100kg. Nejvyšší cena pšenice byla dosažena na rakouském trhu ve výši 33,4 EUR/100kg v březnu roku 2008. Nejnižší cena pšenice, 5,4 EUR/100kg, nastala v říjnu 1998 na maďarském trhu. Průměrná odchylka od průměru cen

jednotlivých zemí se pohybuje od 3,2 EUR/100kg do 5,3 EUR/100kg. Průměrná relativní odchylka po dopočtu činí 21 % až 31 % dle zkoumaného trhu. V případě cen ječmene krmného se průměrná cena v jednotlivých státech pohybovala od 10,6 po 13,9 EUR/100kg, přičemž nejvyšší cena ječmene dosáhla 26,2 EUR/100kg v Polsku v červenci roku 2008. Nejnižší cena v celém souboru se vyskytla na trhu Maďarska v prosinci 1998 a to ve výši 4,2 EUR/100 kg.

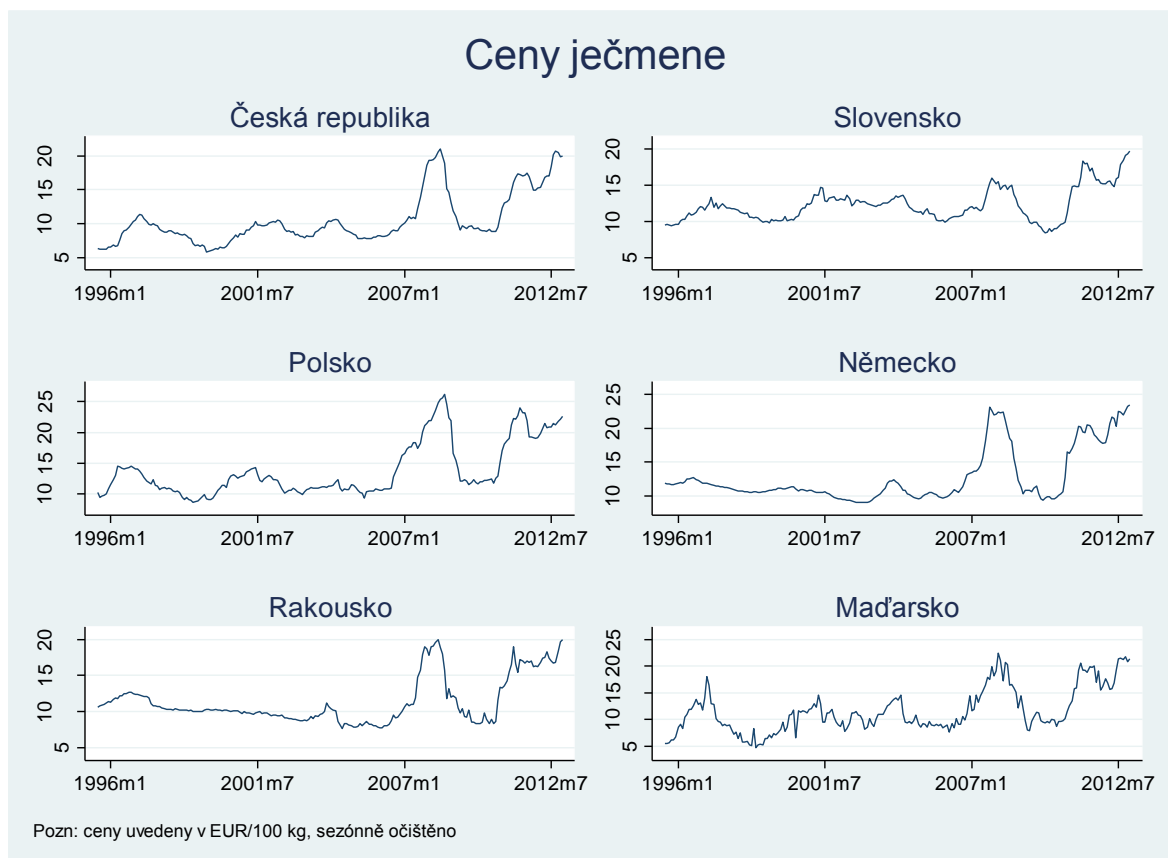
Očištěné časové řady cen v jednotlivých státech jsou zobrazeny v grafu č. 6.1 obsahující ceny pšenice a grafu č. 6.2 znázorňující ceny ječmene.

**Graf č. 6.1 – Ceny pšenice v jednotlivých státech v EUR/100 kg, období v 1995:07 – 2012:12**



**Zdroj:** jednotlivé statistické úřady, viz tabulka č. 6.1

Graf č. 6.2 – Ceny ječmene v jednotlivých státech v EUR/100 kg, období 1995:07 – 2012:12



**Zdroj:** jednotlivé statistické úřady, viz tabulka č. 6.1

Z vývoje cen pšenice a ječmene v jednotlivých zemích je patrný obdobný vývoj časových řad. U všech nastal rapidní nárůst cen, který započal na konci roku 2007 a svého maxima dosáhl u většiny zemí v prvním pololetí roku 2008. Dle Situačních a výhledových zpráv obilovin (MZE, 2008, MZE 2009) došlo v tomto období ve většině produkčních zemí EU a Kanadě k poklesu sklizně pšenice z důvodu nepříznivých povětrnostních podmínek. Výsledkem situace na mezinárodním trhu, kde vzestupná poptávka na světových trzích převyšovala nabídku, byl rekordní pokles zásob a výrazný nárůst cen. EU z důvodu rostoucích cen a nízké úrovně zásob dokonce přistoupila k nástrojům regulace trhu a dočasně pozastavila celní sazby pro dovoz obilovin do EU. Obdobně u ječmene krmného i sladovnického došlo v marketingovém roce 2007/2008 k nárůstu cen z důvodu nízké produkce ječmene a vysoké poptávky po všech obilovinách (MZE, 2009). Naproti tomu bylo v roce 2008 u obilovin dosaženo rekordní sklizně. Meziroční navýšení produkce obilovin na trhu EU-27 a světového trhu s pšenicí vedlo v marketingovém roce 2008/2009 k strmému propadu cen všech obilovin (MZE, 2009). Díky velmi dobré produkci obilovin

cenový propad pokračoval i v marketingovém roce 2009/2010, a to jak v ČR, tak v EU-27 (MZE, 2012). Nárůst cen započal opět v marketingovém roce 2010/2011. Trend vysokých cen pokračoval i v marketingovém roce 2011/2012. Důvodem tohoto vzestupu světových cen obilovin dle MZE (2012) byly špatné vyhlídky produkce v Rusku a na Ukrajině, logistické problémy v oblasti Černého moře a zhoršující se stav porostů v USA.

### 6.1.2 Testování kointegrace a zákona jedné ceny pro časové řady pšenice

#### Testování jednotkového kořene časových řad cen pšenice

Stacionarita časových řad cen pšenice byla testována prostřednictvím ADF testu, PP testu a KPSS testu. Jednotlivé varianty testů byly vybrány na základě ekonomických předpokladů a statistické významnosti konstant a trendů. Kompletní a podrobnější výstupy jednotlivých variant testů jsou přiloženy v příloze č. 15, tabulka č. 11.15/1. S ohledem na velikost tabulek výstupů jsou výsledky testů obsaženy ve dvou tabulkách. Tabulka č. 6.4 obsahuje výsledky testů pro ceny pšenice v České republice a na Slovensku. Tabulka č. 6.5 znázorňuje výsledky pro ceny pšenice v Polsku, Německu, Rakousku a Maďarsku.

Tabulka č. 6.4 – Testování jednotkového kořene časových řad cen pšenice ČR, Slovenska a Polska

Ceny pšenice									
Typ testu	Data	Varianta testu <sup>1)</sup>	Test. stat	Krit. hod.		P-value	Výsledek	Závěr	
				$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$			$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
<b>CZ</b>									
ADF test	Originální data	s konst. a trendem	<b>-2,934</b>	-3,432	-3,140	<b>0,1542</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	bez konstanty	<b>-7,204</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
pp test	Originální data	s konstantou *	<b>-1,811</b>	-2,875	-2,574	<b>0,3744</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	bez konstanty	<b>-7,204</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	s konst. a trendem	<b>4,824</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	s konstantou	<b>0,319</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		
<b>SK</b>									
ADF test	Originální data	s konst. a trendem	<b>-3,924</b>	-3,432	-3,140	<b>0,0127</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(0)	I(0)
	První diference	bez konstanty	<b>x</b>	x	x	<b>x</b>	x		
pp test	Originální data	s konstantou *	<b>-2,416</b>	-2,875	-2,574	<b>0,1386</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	bez konstanty	<b>-10,073</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	s konst. a trendem	<b>0,853</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(2)
	První diference	s konstantou	<b>0,368</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub> <sup>2)</sup>		

Pozn.: CZ = Česká republika, SK = Slovensko, PL = Polsko, DE = Německo, AT = Rakousko, HU = Maďarsko;

ADF test, PP test: H<sub>0</sub>: nestacionarita, KPSS test: H<sub>0</sub>: stacionarita

<sup>1)</sup> forma testu vybrána na základě významnosti proměnných v modelu, podrobnější výsledky viz příloha č.15, tab.č.11.15/1

<sup>2)</sup> výsledek platí pro 5% hladinu významnosti

\* konstanta v modelu je nevýznamná;

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Časová řada ceny pšenice pro Českou republiku je nestacionární, respektive integrována řádu jedna, na základě všech provedených testů. Kritická hodnota ADF testu s konstantou a trendem ( $-2,9336$ ) a taktéž kritická hodnota PP testu s konstantou ( $-1,8111$ ) nepřekročily kritické hodnoty na 5% a 10% hladině významnosti. Hypotéza o nestacionaritě u prvních diferencí časové řady byla zamítnuta na základě ADF testu a PP testu (t-stat. =  $-7,2041$ ) pro oba testy). Stejně závěry vyplývají z testování na základě KPSS testu s konstantou a trendem. Nulová hypotéza o stacionaritě je zamítnuta pro původní pozorování časové řady (t-stat. =  $4,8243$ ). U prvních diferencí testová statistika KPSS testu s konstantou ( $=0,3190$ ) nepřekračuje kritickou hodnotu a hypotézu o stacionaritě nelze zamítnout.

V případě slovenských cen dochází u ADF testu k zamítnutí nulové hypotézy o nestacionaritě na 5% hladině významnosti již v první fázi testování. Časová řada je dle ADF testu vyhodnocena jako  $I(0)$ . Oproti tomu dle PP testu je časová řada nestacionární v původních datech (p-value= $0,1386$ ). Stacionarita je potvrzena až v případě prvních diferencí na obou vyšetřovaných hladinách významnosti. KPSS test indikuje s 5% hladinou významnosti taktéž nestacionární časovou řadu integrovanou prvního řádu. Při uvážení 10% hladiny významnosti se dokonce časová řada jeví jako integrována druhého řádu. Rozhodující pro určení řádu integrace je 5% hladina významnosti. V případě testování dva ze tří testů svědčí ve prospěch nestacionarity, jmenovitě PP a KPSS test. Navíc ADF test může být zavádějící, pokud došlo k šokům či strukturálním změnám v časové řadě. Právě v případě pšenice bylo toto prokázáno v publikaci Bubáková (2013a), kde na základě testování jednotkového kořene a testů strukturálních šoků bylo zjištěno, že ADF test poskytuje zavádějící výsledky o stacionaritě časové řady. V závěru jsou ceny Slovenska shledány jako integrované řádu jedna.

Tabulka č. 6.5 – Testování jednotkového kořene časových řad cen pšenice Německa, Rakouska a Maďarska

Ceny pšenice									
Typ testu	Data	Varianta testu <sup>1)</sup>	Test. stat	Krit. hod.		P-value	Výsledek	Závěr	
				$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$			$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
<b>PL</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,401</b>	-3,432	-3,140	<b>0,3779</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-8,787</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
PP test	Originální data	<i>s konstantou *</i>	<b>-1,837</b>	-2,8752	-2,574	<b>0,3620</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-9,029</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>10,329</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,217</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		
<b>DE</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,811</b>	-3,432	-3,140	<b>0,1949</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-6,206</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
PP test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,425</b>	-3,431	-3,139	<b>0,3658</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-8,395</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>8,280</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(2)	I(2)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,470</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
<b>AT</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,494</b>	-3,432	-3,139	<b>0,3309</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-14,173</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
PP test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,690</b>	-3,431	-3,139	<b>0,2421</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-14,198</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>11,873</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,065</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		
<b>HU</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,485</b>	-3,432	-3,140	<b>0,0437</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(0)	I(0)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-8,608</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
PP test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,122</b>	-3,431	-3,139	<b>0,1040</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-15,205</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>2,505</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,091</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		

Pozn.: CZ = Česká republika, SK = Slovensko, PL = Polsko, DE = Německo, AT = Rakousko, HU = Maďarsko

ADF test, PP test: H<sub>0</sub>: nestacionarita, KPSS test: H<sub>0</sub>: stacionarita

<sup>1)</sup> forma testu vybrána na základě významností proměnných v modelu, podrobnější výsledky viz příloha č.15, tab.č.11.15/1

\* konstanta v modelu nevýznamná

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Ceny pšenice v Polsku jsou dle testování integrovány prvního řádu. Na základě hodnot p-value ADF testu s konstantou a trendem (=0,3779) a PP testu s konstantou (=0,3620) nelze zamítnout nestacionaritu časové řady. Nestacionarita je zamítnuta u prvních diferencí časové řady. Ke stejným závěrům lze dospět i na základě KPSS testu. U cen České



republiky a Polska byla pro PP test vybrána finální varianta testu obsahující nevýznamnou konstantou a to na základě ekonomických předpokladů. Nicméně v příloze č. 15 může být ověřeno, že varianta testu bez konstanty vyhodnocuje časové řady taktéž jako nestacionární v původních hodnotách.

Na základě testů ADF a PP jsou německé ceny pšenice nestacionární neboli  $I(1)$ . KPSS test navrhuje stacionaritu v druhých diferencích s 95% pravděpodobností. Kritická hodnota pro první diference 0,4699 jen nepatrně překračuje kritickou hodnotu 0,4630 na 5% hladině významnosti, avšak již nepřekračuje kritickou hodnotu 1% hladiny významnosti (viz příloha č. 15). Jelikož většina testů poukazuje na řád  $I(1)$ , je časová řada ve výsledku vyhodnocena jako stacionární v prvních diferencích.

U rakouských cen pšenice všechny testy poukazují na nestacionaritu původních časových řad a stacionaritu v prvních diferencích, a to jak na 10%, tak 5% hladině významnosti.

U maďarských cen pšenice jsou vyhodnoceny odlišné závěry dle jednotlivých testů. Časová řada je vyhodnocena jako stacionární v původních hodnotách dle ADF testu na 5% hladině významnosti ( $p\text{-value} = 0,0437$ ). Oproti tomu je časová řada vyhodnocena jako stacionární až v prvních diferencích na základě PP a KPSS testů na všech hladinách významnosti včetně ADF testu s konstantou a trendem na 1% hladině významnosti (viz příloha č. 15). I u rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu existuje riziko vzniku autokorelace z důvodu citlivosti testu na množství zpoždění endogenní proměnné a neřeší problém heteroskedasticity. Z tohoto důvodu je přihlíženo k výsledkům PP a KPSS testů, kde je problém autokorelace a heteroskedasticity řešen jiným způsobem. V závěru jsou všechny časové řady cen pšenice vyhodnoceny jako integrované řádu jedna a kointegrace může být otestována.

### **Testování kointegrace a platnosti zákona jedné ceny časových řad cen pšenice**

Všechny časové řady cen jsou shledány jako nestacionární, integrované řádu jedna. Před vlastním testem kointegrace je zapotřebí určit adekvátní zpoždění proměnných. Rozhodnutí o množství zpoždění je založeno na informačních kritériích AIC, SIC a H-Q a tvorbě VAR modelu. Výsledky informačních kritérií vygenerovaných v souvislosti s nejobecnější verzí VAR modelu s konstantou a trendem jsou zobrazeny v tabulce č. 6.6.

Tabulka č. 6.6 – Informační kritéria pro ceny pšenice, model pro všechny zkoumané země

Výběr zpoždění ve VAR prostoru, vzorek: 1995M07 2012M12			
Zpoždění/Lag	AIC	SIC	HQ
0	24,09290	24,29219	24,17357
1	14,10380	14,90095	14,42646
2	13,47729	14,87231*	14,04195
3	13,23275	15,22563	14,03940*
4	13,10332	15,69408	14,15197
5	13,10567	16,29429	14,39631
6	13,09658	16,88307	14,62923
7	13,11654	17,50090	14,89118
8	13,20470	18,18692	15,22134
9	13,20068	18,78076	15,45931
10	13,17220	19,35015	15,67283
11	13,07483*	19,85065	15,81745
12	13,12975	20,50343	16,11437

Pozn. \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria  
 AIC: Akaikeho informační kritérium, SIC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium  
 Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7

Schwarzovo informační kritérium navrhuje 2 zpoždění. Hannan-Quinnovo kritérium navrhuje 3 zpoždění. Odhadované a testované modely VAR s dvěma a třemi zpožděními obsahují trend, neboť významnost trendu byla prokázána na základě LR testu (viz příloha č. 16, tabulka č. 11.16/1). Při odhadu VAR modelu se dvěma zpožděními se objevuje problém s přítomností autokorelace na 5% hladině významnosti od 1. až do 6. řádu, 8. řádu a od 10. do 12. řádu. Obdobně se autokorelace objevuje u modelu VAR(3) se statisticky významným trendem od 1. až do 4. řádu a od 10. do 12. řádu. Akaikeho informační kritérium navrhuje 11 zpoždění. Model VAR(11) s trendem dosahuje lepších výsledků testů autokorelace, ale stále je zde přítomná autokorelace na 2., 6. a 12. řádu na 5% hladině významnosti. Výsledky testů autokorelace jsou přiloženy v příloze č. 16 v tabulce č. 11.16/2. Problém autokorelace v modelu může být způsoben strukturálními změnami či šoky v časových řadách, které se odehrávají pouze u některých proměnných a mohou nadhodnocovat množství zpoždění a být důvodem vzniku autokorelace. Pro zjištění, v kterých obdobích dochází k významným změnám, bylo využito vygenerování reziduí jednotlivých rovnic v odhadovaném modelu VAR(11). Ve vývoji reziduí byly detekovány největší výkyvy a pro daná období byly do modelu zahrnuty dummy proměnné. Konkrétně se jedná o období červen-červenec 2007 a červenec 2010 u rakouských cen; červenec 2001, květen 2011 a červenec 2012 u maďarských cen; červenec 2008 u českých cen a červenec 2004 u slovenských cen. Oproti tomu rezidua rovnic německých a polských cen mají podobu náhodného kolísání bez výrazných změn. Dummy proměnné pro odchycení

zmíněných výkyvů byly postupně zařazovány do modelu a byly hodnoceny jako statisticky významné na 1% hladině významnosti vždy pro rovnici dané země a v mnoha případech i v rovnicích pro ostatní země. Odhadnuté parametry včetně výsledků statistického testování významnosti umělých proměnných v modelu zohledňující zmíněné šoky včetně testu autokorelace jsou přiloženy v příloze č. 17. Problém všech zmíněných modelů je přetrvávající autokorelace na několika řádech, jmenovitě autokorelace 1., 2., 4. a 6. řádu na 1% hladině významnosti a 3., 5., 11. a 12. řádu na 10% hladině významnosti (viz příloha č. 17). V porovnání s modelem bez dummy proměnných došlo dokonce ke zhoršení výsledků testů autokorelace. Z výsledků lze usuzovat, že závislost reziduí není způsobena trendovým chováním ani náhlými šoky v časových řadách. Autokorelace ve VAR modelu může být způsobena nestacionaritou časových řad a chybějícím modelováním dlouhodobého vztahu v modelu. V následujícím kroku testování kointegrace je autokorelace VAR modelu ignorována. Johansenův test je proveden pro 11 zpoždění ve VAR prostoru, kde bylo dosaženo nejnižšího počtu autokorelovaných řádů reziduí. Výsledky testu kointegrace, jmenovitě Trace testu, pro různé varianty VEC modelu jsou zobrazeny v následující tabulce č. 6.7.

Tabulka č. 6.7 – Johansenův test kointegrace pro všechny země, komodita pšenice

Varianta:	1		2		3		4		5	
Data Trend:	žádný		žádný		lineární		lineární		kvadratický	
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend		konstanta trend	
Hypotéza H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	152,025	0,000	187,911	0,000	186,322	0,000	208,803	0,000	195,685	0,000
Maximálně 1	75,272	0,002	110,991	0,000	109,403	0,000	131,874	0,000	123,968	0,000
Maximálně 2	29,733	0,369	63,506	0,006	61,929	0,001	81,408	0,001	75,393	0,000
Maximálně 3	14,280	0,514	26,856	0,296	25,299	0,151	41,137	0,075	35,477	0,045
Maximálně 4	1,077	0,994	13,149	0,352	12,105	0,152	20,129	0,220	14,564	0,159
Maximálně 5	0,000	0,998	0,995	0,952	0,043	0,836	8,056	0,247	2,7600	0,097
Výsledný počet koint. vektorů	2		3		3		3		4	

Pozn.: Johansenův test pro 11 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 10 zpoždění pro diference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Test kointegrace navrhuje dva, tři nebo čtyři integrované trhy. První varianta modelu VEC bez konstant a trendů by měla být zamítnuta, jelikož neodpovídá ekonomické teorii. Její existence je podmíněná absolutní nepřítomností transakčních nákladů, což je v rámci analyzovaných trhů nereálné. Poslední varianta je taktéž méně pravděpodobná, neboť data

by v tomto případě musela obsahovat kvadratický trend. Z výsledků je jisté, že všech šest analyzovaných trhů není vzájemně integrovaných. Test neodhalil pět kointegračních vektorů. Určení, které trhy jsou integrované, a které nikoli lze provést prostřednictvím párových testů kointegrace.

Před provedením testu kointegrace jednotlivých párů zemí je zapotřebí určit adekvátní zpoždění. Výsledky potřebné pro určení adekvátního zpoždění jsou uvedeny v tabulce č. 6.8. V rámci stanovení zpoždění pro Johansenův test byla pro každý pár země vygenerována informační kritéria. Následně byly odhadnuty VAR modely s konstantou bez trendu i s trendem pro jednotlivá zpoždění dle informačních kritérií. Dle LR testu bylo určeno, zda je vhodnější varianta VAR modelu s trendem či bez trendu. V případě zamítnutí hypotézy o nulovosti parametrů trendů v modelu byl využit model s trendem a otestován na přítomnost autokorelace. V případě nezamítnutí dané hypotézy byl otestován model bez trendu. Z modelů s různými zpožděními dle informačních kritérií bylo vybráno to zpoždění, u kterého bylo dosaženo nejlepších výsledků testu autokorelace. První sloupec informuje o analyzovaném páru trhů. Třetí sloupec tabulky určuje, jaké zpoždění bylo určeno informačními kritérii z druhého sloupce. Čtvrtý sloupec (resp. pátý), obsahuje velikost logaritmu pravděpodobnosti modelu pro omezenou verzi bez trendu (resp. neomezenou verzi s trendem). V následujícím sloupci je spočtena výsledná LR statistika. Vyhodnocení je provedeno na 5% hladině významnosti. Zda je vhodnější model s trendem či bez trendu uvádí předposlední sloupec. Řády autokorelace, kde byla prokázána statisticky významná autokorelace jsou zobrazeny v posledním sloupci. Výsledné zpoždění, vybrané pro test kointegrace, je vyznačeno tučným písmem.

Tabulka č. 6.8 – Výběr zpoždění pro párové testy kointegrace pro časové řady cen, komodita pšenice

Pár zemí	Informační kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. omezená bez trendu	Log-lik. neomezená s trendem	LR stat	Chi-kvadrát 5 % (2)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokorelace, určení řádu
CZ, SK	SIC, H-Q	VAR(2)	-312,2978	-309,1782	6,2392	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2*, 3, 4*, 6*, 7*, 11, 12
	AIC	VAR(7)	-284,7917	-280,0739	9,4356	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	11
CZ, PL	SIC, H-Q	VAR(2)	-390,9458	-388,2389	5,4138	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	2*, 3, 5*, 12
	AIC	VAR(5)	-367,6699	-363,117	9,1058	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	3, 4, 5, 9, 11*, 12
CZ, DE	SIC, H-Q	VAR(3)	-387,7044	-383,0858	9,2372	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2*, 4, 5, 10, 12
	AIC	VAR(6)	-368,7372	-365,1006	7,2732	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	10, 12
CZ, AT	SIC	VAR(3)	-541,7802	-539,7205	4,1194	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2, 5*, 6, 7*, 11, 12
	H-Q	VAR(4)	-531,9595	-529,0541	5,8108	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 2*, 5, 6*, 11, 12
	AIC	VAR(6)	-516,2555	-511,3557	9,7996	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	11, 12
CZ, HU	SIC, H-Q	VAR(2)	-499,4849	-496,5562	5,8574	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2, 5, 12
	AIC	VAR(3)	-492,1092	-488,8504	6,5176	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	5, 7*, 12
SK, PL	SIC	VAR(2)	-411,2703	-409,6274	3,2858	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	3, 11, 12
	H-Q, AIC	VAR(4)	-394,9041	-391,6677	6,4728	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	9*, 11, 12
SK, DE	SIC	VAR(3)	-396,2224	-390,0118	12,4212	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 2, 4, 10, 12
	H-Q	VAR(4)	-384,318	-378,8169	11,0022	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 2*, 3, 4, 10, 12
	AIC	VAR(5)	-376,9637	-371,1933	11,5408	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	5, 10, 12
SK, AT	SIC	VAR(2)	-554,3566	-552,3085	4,0962	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2*, 3, 4, 7*, 12
	H-Q	VAR(4)	-531,1921	-528,9086	4,567	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	3*, 4*, 7*, 12
	AIC	VAR(6)	-517,522	-514,6	5,844	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	12*
SK, HU	SIC	VAR(2)	-506,7197	-502,4617	8,516	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1*, 3, 6*
	H-Q, AIC	VAR(4)	-491,592	-487,3509	8,4822	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	-
PL, DE	SIC, H-Q, AIC	VAR(4)	-429,2966	-425,6121	7,369	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	-
PL, AT	SIC	VAR(2)	-600,6447	-598,8556	3,5782	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 3, 6, 8*, 10*, 11
	H-Q, AIC	VAR(4)	-581,339	-579,0069	4,6642	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	6*, 10, 11*
PL, HU	SIC, H-Q	VAR(2)	-558,8279	-556,4413	4,7732	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 3*, 4, 12
	AIC	VAR(5)	-539,6544	-535,1039	9,101	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	12*
DE, AT	SIC, H-Q	VAR(3)	-582,6985	-579,4639	6,4719	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2, 4, 6, 10
	AIC	VAR(10)	-534,3918	-529,5242	9,7352	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	-
DE, HU	SIC, H-Q, AIC	VAR(3)	-536,7857	-532,5076	8,5562	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	-
AT, HU	SIC	VAR(1)	-721,4411	-720,0023	2,8776	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2, 3, 4, 5, 10, 12
	H-Q	VAR(4)	-686,647	-683,8812	5,5316	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 2, 3, 4, 10, 12*
	AIC	VAR(6)	-670,1432	-666,11	8,0664	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	10

Pozn.: \* označuje autokorelaci významnou pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Jak je patrné z tabulky č. 6.8, nejčastěji bylo vybráno zpoždění na základě AIC kritéria. Pouze v jednom případě u cen České republiky a Polska bylo lepších výsledků testu autokorelace dosaženo na základě zpoždění SIC a H-Q. Trend byl v modelu významný u 12 párů z 15 vyšetřovaných. Adekvátní zpoždění se zpravidla liší dle jednotlivých párů zemí. Nejčtenější zpoždění je čtvrté a šesté. Nejnižší zpoždění rovné dvěma bylo detekováno u páru ČR a Polska. Nejvyšší zpoždění je nutné použít v modelu cen u páru zemí Německo a Rakousko.

V rámci testování kointegrace byl test proveden pro jednotlivé varianty VEC modelu, které se liší v obsahu konstant a trendů v jednotlivých vztazích. První varianta, která neobsahuje konstantu ani trend v celém modelu byla zamítnuta hned před začátkem testování, z důvodu nesouladu varianty s ekonomickou realitou. Vzhledem k analyzovanému trhu není možná existence nulových transakčních nákladů při převozu zboží mezi zeměmi. Pátá varianta VEC modelu odpovídá svojí formulací kvadratickému trendu ve vstupních datech, který však daná data neobsahují (viz grafy č. 6.1, a 6.2). I tato extrémní varianta je vyloučena z testování z důvodu jejího nesouladu s teorií a daty. Výsledky testování kointegrace zbývajících variant 2, 3 a 4 jsou uvedeny v následujících tabulkách č. 6.9 až č. 6.11. Dané tabulky obsahují výsledné hodnoty Trace statistiky včetně hodnot p-value a vyhodnocení kointegrace na 5% hladině významnosti. Tabulka č. 6.9 je první tabulkou reprezentující testování cen párů zemí. Tabulka obsahuje páry zemí, ve kterých se vždy vyskytuje Česká republika.

Tabulka č. 6.9 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, první část, komodita pšenice

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>CZ, SK</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	16,510	0,152	<b>0 kointeg. vztahů</b>	15,914	0,043	<b>1 kointeg. vztah</b>	25,350	0,058	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	1,365	0,897		1,121	0,290		5,339	0,549	
<b>CZ, PL</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	21,398	0,035	<b>1 kointeg. vztah</b>	20,717	0,007	<b>1 kointeg. vztah</b>	26,131	0,046	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	4,298	0,370		3,682	0,055		7,016	0,343	
<b>CZ, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	24,258	0,013	<b>1 kointeg. vztah</b>	23,798	0,002	<b>1 kointeg. vztah</b>	31,072	0,010	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	3,082	0,566		2,752	0,097		9,679	0,143	
<b>CZ, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	40,204	0,000	<b>1 kointeg. vztah</b>	39,769	0,000	<b>2 kointeg. vztahy</b>	49,569	0,000	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	5,577	0,226		5,233	0,022		12,122	0,058	
<b>CZ, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	19,573	0,062	<b>0 kointeg. vztahů</b>	19,010	0,014	<b>2 kointeg. vztahy</b>	25,528	0,055	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	6,090	0,184		5,564	0,018		10,669	0,100	

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.8 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě výsledků uvedených v tabulce č. 6.9 je patrné, že kointegrace nebyla nalezena u cen pšenice páru zemí Česká republika a Maďarsko. V daného páru zemí je u varianty 2 a 4 zjištěno, že vztah mezi cenami by při modelování představoval zdánlivou regresi. Varianta 3 následně taktéž nepotvrzuje existenci kointegrace. Test indikuje plnou hodnotu matice  $\Pi$ , tj. stacionární proces. V rámci ostatních analyzovaných párů byla kointegrace mezi časovými řadami, tj. určitá úroveň integrace mezi danými páry trhů potvrzena. U páru zemí Česká republika a Slovensko je vhodným modelem pro modelování varianta 3 s konstantami v krátkodobém i dlouhodobém vztahu. V daném případě byla nulová hypotéza o neexistenci kointegrovaného vztahu, resp. nulovosti matice  $\Pi$ , zamítnuta na 5% hladině významnosti ( $p$ -value = 0,043). V druhé fázi testování nemohla být hypotéza o existenci maximálně jednoho kointegračního vektoru zamítnuta s  $p$ -value 0,29. Matice  $\Pi$

nemá plnou hodnotu a mezi časovými řadami cen existuje právě jeden dlouhodobý vztah. Mezi párem Česká republika – Polsko a Česká republika – Německo byla taktéž potvrzena kointegrace cen. Johansenův test navrhuje právě jeden kointegrační vektor a to na základě všech testovaných variant. V tomto případě bude následně nutné před testováním platnosti zákona jedné ceny nejdříve zvolit na základě LR testu vhodnou variantu VEC pro modelování daného vztahu. Určení vhodné varianty bude testováno také u páru zemí Česká republika a Rakousko, kde kointegrace mezi časovými řadami je potvrzena, jak v rámci varianty 2, tak v rámci varianty 4.

Následující tabulka č. 6.10 obsahuje výsledky testování pro páry zemí, ve kterých vždy vystupuje Slovensko a které nebyly ještě uvedeny v předchozí tabulce.

**Tabulka č. 6.10 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, druhá část, komodita pšenice**

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>SK, PL</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	23,676	0,016	<b>1 kointeg. vztah</b>	23,330	0,003	<b>2 kointeg. vztahy</b>	29,803	0,015	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	7,255	0,114		7,219	0,007		9,460	0,154	
<b>SK, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	16,698	0,144	<b>0 kointeg. vztahů</b>	16,317	0,038	<b>1 kointeg. vztah</b>	27,858	0,028	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	1,505	0,873		1,398	0,237		9,474	0,153	
<b>SK, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	24,114	0,014	<b>1 kointeg. vztah</b>	23,675	0,002	<b>2 kointeg. vztahy</b>	29,520	0,017	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	4,255	0,376		4,052	0,044		9,513	0,151	
<b>SK, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	18,810	0,078	<b>0 kointeg. vztahů</b>	18,412	0,018	<b>2 kointeg. vztahy</b>	26,894	0,037	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	5,645	0,220		5,575	0,018		8,184	0,237	

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.8 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

V rámci výsledků testování kointegrace uvedených v tabulce č. 6.10 byla vždy nalezena kointegrovaná varianta modelu VEC. V případě páru zemí Slovensko a Maďarsko se jedná o model VEC s konstantami v obou vztazích a trendem v dlouhodobém vztahu (tj. varianta 4). Pro páry zemí Slovensko–Polsko a Slovensko–Rakousko je kointegrace potvrzena



v rámci variant 2 a 4 VEC modelu. Slovensko a Německo je taktéž kointegrované, a to jak v rámci varianty 3, tak v rámci varianty 4. Opět bude nutné otestovat statistickou významnost parametrů konstant a trendů před aplikací testu zákona jedné ceny. Tabulka č. 6.11 zobrazuje výsledky zbývajících párů zemí.

Tabulka č. 6.11 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, třetí část, komodita pšenice

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>PL, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	29,975	0,002	<b>1 kointeg.</b>	29,573	0,000	<b>2 kointeg.</b>	36,943	0,001	<b>1 kointeg.</b>
Maximálně 1	4,536	0,338	<b>vztah</b>	4,174	0,041	<b>vztahy</b>	10,760	0,097	<b>vztah</b>
<b>PL, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	28,529	0,003	<b>1 kointeg.</b>	28,012	0,000	<b>1 kointeg.</b>	32,676	0,006	<b>1 kointeg.</b>
Maximálně 1	3,652	0,466	<b>vztah</b>	3,138	0,077	<b>vztah</b>	7,662	0,281	<b>vztah</b>
<b>PL, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	20,794	0,042	<b>1 kointeg.</b>	20,450	0,008	<b>2 kointeg.</b>	29,552	0,017	<b>1 kointeg.</b>
Maximálně 1	5,554	0,228	<b>vztah</b>	5,291	0,021	<b>vztahy</b>	9,403	0,157	<b>vztah</b>
<b>DE, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	19,179	0,070	<b>0 kointeg.</b>	18,688	0,016	<b>1 kointeg.</b>	28,423	0,024	<b>1 kointeg.</b>
Maximálně 1	1,751	0,827	<b>vztahů</b>	1,265	0,261	<b>vztah</b>	8,450	0,217	<b>vztah</b>
<b>DE, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	16,982	0,133	<b>0 kointeg.</b>	16,510	0,035	<b>1 kointeg.</b>	25,066	0,063	<b>0 kointeg.</b>
Maximálně 1	2,308	0,716	<b>vztahů</b>	2,118	0,146	<b>vztah</b>	9,378	0,158	<b>vztahů</b>
<b>AT, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	29,550	0,002	<b>1 kointeg.</b>	29,176	0,000	<b>1 kointeg.</b>	37,243	0,001	<b>1 kointeg.</b>
Maximálně 1	3,877	0,431	<b>vztah</b>	3,538	0,060	<b>vztah</b>	8,789	0,194	<b>vztah</b>

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.8 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

V rámci zbývajících párů zemí byla kointegrace dle všech variant VEC modelů nalezena u páru zemí Polsko a Rakousko a u páru zemí Rakousko a Maďarsko. Ceny pšenice zemí Polska a Německa a taktéž Polska a Maďarska jsou integrovány v rámci varianty 2 a 4. Výběr vhodné varianty bude muset být proveden i u páru zemí Německo a Rakousko,

u kterého je kointegrace potvrzena variantami 3 a 4. Německé a maďarské ceny jsou kointegrované v rámci varianty 3.

Výsledky testování konstant a trendů prostřednictvím LR testu u párů zemí, u kterých byla kointegrace nalezena na základě více variant VEC modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 6.12. Třetí sloupec tabulky uvádí, které varianty byly vůči sobě testovány. Při testování byl využit princip *general-to-specific*.

**Tabulka č. 6.12 – Výběr varianty VEC modelu pro kointegrované varianty párů zemí, komodita pšenice**

Pár zemí	Testování variant	Log-lik. neom. ver.	Log-lik. restr. ver.	LR stat	(p)	Chí-kvad 5 %	Chí-kvad. 1 %	Vyhodnocení	Závěr
CZ, PL	var. 4 vers. var. 3	-391,747	-392,787	<b>2,08</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
	var 3 vers. var. 2	-392,787	-393,095	<b>0,6158</b>	2	5,9915	9,2103	Nezam. $H_0$	varianta 2
CZ, DE	var. 4 vers. var. 3	-369,94	-370,113	<b>0,3466</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
	var 3 vers. var. 2	-370,113	-370,278	<b>0,33</b>	2	5,9915	9,2103	Nezam. $H_0$	varianta 2
CZ, AT	var. 4 vers. var. 2	-517,417	-519,044	<b>3,2548</b>	3	7,8147	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
SK, PL	var. 4 vers. var. 2	-396,398	-398,532	<b>4,2686</b>	3	7,8147	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
SK, DE	var. 4 vers. var. 3	-375,93	-377,663	<b>3,465</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
SK, AT	var. 4 vers. var. 2	-519,357	-519,649	<b>0,5854</b>	3	7,8147	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
PL, DE	var. 4 vers. var. 2	-430,9918	-431,5644	<b>1,1452</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
PL, AT	var. 4 vers. var. 3	-582,838	-582,908	<b>0,1398</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
	var 3 vers. var. 2	-582,908	-583,165	<b>0,5146</b>	2	5,9915	9,2103	Nezam. $H_0$	varianta 2
PL, HU	var. 4 vers. var. 2	-539,805	-542,432	<b>5,2526</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
DE, AT	var. 4 vers. var. 3	-533,749	-535,024	<b>2,5492</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
AT, HU	var. 4 vers. var. 3	-670,505	-671,912	<b>2,8152</b>	1	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
	var 3 vers. var. 2	-671,912	-672,082	<b>0,3392</b>	2	5,9915	9,2103	Nezam. $H_0$	varianta 2

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Na základě provedeného testování kointegrace je vybrána varianta 3 VEC modelu pro páry zemí Německo–Rakousko a Slovensko–Německo. Vztah cen mezi páry zemí Česká republika – Slovensko a Německo–Maďarskou budou modelovány taktéž na základě třetí varianty, kterou určil jednoznačně Johansenův test. Čtvrtá varianta VEC modelu s konstantou a trendem v dlouhodobém vztahu a konstantami v krátkodobém vztahu bude odhadnuta pro pár zemí Slovensko–Maďarsko. Pro ostatní testované páry zemí bude zákon jedné ceny ověřen na základě varianty 2.

Jednotlivé jmenované varianty modelů jsou odhadnuty a testovány na platnost zákona jedné ceny prostřednictvím LR testu. Výsledná tabulka č. 6.13 uvádí testovaný pár, počet zpoždění v původním VAR prostoru, které byly aplikovány při odhadu modelu, odhadovanou variantu VECM modelu a logaritmus pravděpodobnosti neomezené verze modelu a modelu s restrikcí. Výsledná LR statistika je porovnána s kritickou hodnotou Chí-kvadrátu na 5% a 1% hladině významnosti.

Tabulka č. 6.13 – Testování zákona jedné ceny pro jednotlivé páry zemí, komodita pšenice

Páry zemí	Zpož. VAR	Varianta VECM	Log-lik. neomez.ver.	Log-lik. restr. ver.	LR stat	Chí-kvad. 5 % (1)	Chí-kvad. 1 % (1)	Vyhodnocení	Závěr
CZ, SK	7	3	-285,352	-292,159	<b>13,6134</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$	neplatnost LOP
CZ, PL	2	2	-393,095	-393,448	<b>0,7072</b>	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	platnost LOP
CZ, DE	6	2	-370,278	-373,319	<b>6,081</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$ na 5 % Nezam. $H_0$ na 1 %	neplatnost LOP platnost LOP
CZ, AT	6	2	-519,044	-527,274	<b>16,46</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$	neplatnost LOP
CZ, HU	neexistence kointegrace								
SK, PL	4	2	-398,532	-402,812	<b>8,5596</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$	neplatnost LOP
SK, DE	5	3	-377,663	-384,087	<b>12,8478</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$	neplatnost LOP
SK, AT	6	2	-519,49	-526,307	<b>13,3146</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$	neplatnost LOP
SK, HU	zamítnutí modelu na základě ekonomické teorie								
PL, DE	4	2	-431,564	-432,074	<b>1,0184</b>	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	platnost LOP
PL, AT	4	2	-583,165	-585,568	<b>4,8054</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$ na 5 % Nezam. $H_0$ na 1 %	neplatnost LOP platnost LOP
PL, HU	5	2	-542,432	-542,438	<b>0,0124</b>	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	platnost LOP
DE, AT	10	3	-535,024	-535,446	<b>0,8444</b>	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	platnost LOP
DE, HU	3	3	-537,845	-538,145	<b>0,6004</b>	3,8415	6,6349	Nezam. $H_0$	platnost LOP
AT, HU	6	2	-672,082	-674,653	<b>5,1430</b>	3,8415	6,6349	Zam. $H_0$ na 5 % Nezam. $H_0$ na 1 %	neplatnost LOP platnost LOP

Pozn.:  $H_0$ : platnost zákona jedné ceny

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Zákon jedné ceny byl potvrzen na 5% i 1% hladině významnosti u páru zemí Česká republika – Polsko, Polsko–Německo, Polsko–Maďarsko a Německo–Maďarsko. U páru zemí Česká republika – Německo, Polsko–Rakousko a Rakousko–Maďarsko je hypotéza o platnosti zákona zamítnuta na 5 % hladině významnosti, ale při aplikaci 1% hladiny významnosti nelze hypotézu zamítnout. Zákon jedné ceny platí pro zmíněné země na 1% hladině významnosti, avšak s danou hladinou se zvyšuje chyba druhého druhu. U páru zemí Česká republika – Slovensko, Česká republika – Rakousko, Slovensko–Polsko, Slovensko–Německo a Slovensko–Rakousko byla hypotéza o platnosti zákona zamítnuta na obou hladinách významnosti. Ceny pšenice České republiky a Maďarska nemají mezi sebou dlouhodobý vztah. Zároveň varianta modelu VEC pro pár zemí Slovensko a Maďarsko musela být zamítnuta v rámci ekonomické verifikace. Parametr ceny v kointegračním vektoru daného páru zemí dosahoval kladného znaménka, což je v rozporu z ekonomickou teorií. Jelikož uvedená varianta nemá ekonomické opodstatnění, lze v daném případě pochybovat i o reálné integraci trhů.

Následující dvě tabulky obsahují výsledky odhadu dlouhodobých vztahů včetně zatížení kointegračních vektorů a jejich t-hodnot uvedených v hranatých závorkách. Tabulka č. 6.14 obsahuje výsledky modelů s restrikcemi pro varianty, u kterých byl potvrzen zákon jedné ceny. V tabulce č. 6.15 jsou uvedeny výsledky neomezených variant VEC modelů pro páry zemí, u kterých byla platnost zákona jedné ceny zamítnuta. Statistické testování významnosti zatížení  $\alpha$  u jednotlivých rovnic je využito pro určení směru závislosti. První část každé tabulky tak obsahuje varianty, u kterých byla vyhodnocena pouze jednosměrná vazba mezi cenami trhů. V druhé části tabulky je možné nalézt vztahy, u kterých jsou ceny obou trhů v pozici endogenních proměnných. Kompletní odhady modelů jsou uvedeny v příloze č. 18.

**Tabulka č. 6.14 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla potvrzena platnost zákona jedné cen, modely VEC s restrikcemi, komodita pšenice**

Pár zemí	Dlouhodobý vztah	Zatížení $\alpha$	Celkový odhad viz příloha č. 18
<b>Jednosměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
DE, AT	$PwheatAT_{t-1} = 2,6381 + PwheatDE_{t-1}$	$\alpha_{dPwheatAT} = -0,2542$ [-3,9003] $\alpha_{dPwheatDE} = -0,0050$ [-0,1608]	Tabulka č. 11.18/1
DE, HU	$PwheatHU_{t-1} = -1,7732 + PwheatDE_{t-1}$	$\alpha_{dPwheatHU} = -0,1685$ [-3,5605] $\alpha_{dPwheatDE} = -0,0087$ [-0,2921]	Tabulka č. 11.18/2
PL, DE	$PwheatPL_{t-1} = 1,5712 + PwheatDE_{t-1}$	$\alpha_{dPwheatPL} = -0,1454$ [-4,9403] $\alpha_{dPwheatDE} = -0,0086$ [-0,2461]	Tabulka č. 11.18/3
CZ, PL	$PwheatPL_{t-1} = 2,6072 + PwheatCZ_{t-1}$	$\alpha_{dPwheatPL} = -0,0741$ [-2,3442] $\alpha_{dPwheatCZ} = 0,0468$ [1,6860] <sup>1)</sup>	Tabulka č. 11.18/4
<b>Obousměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
PL, HU	$PwheatPL_{t-1} = 3,1398 + PwheatHU_{t-1}$	$\alpha_{dPwheatPL} = -0,0635$ [-2,4273] $\alpha_{dPwheatHU} = 0,1257$ [2,5438]	Tabulka č. 11.18/5

Pozn.: t-hodnoty uvedeny v [ ], platnost zákona jedné ceny vyhodnocena na 5 % hladině významnosti

<sup>1)</sup> jednosměrná vazba na 5% hladině významnosti, v případě 10 % hladiny významnosti se jedná o oboustrannou vazbu mezi párem zemí;

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Při párovém testování zákona jedné ceny je u pěti párů zemí potvrzena platnost daného zákona, z toho u tří párů byla nalezena jednosměrná vazba. Při porovnání absolutních t-hodnot zatížení  $\alpha$  u rovnic modelujících diference německých cen, jmenovitě 0,16, 0,29 a 0,24, s kritickými hodnotami t-testu ve výši 1,97 na 5% hladině významnosti či 1,65 na 10% hladině významnosti nelze zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti parametrů. Z toho vyplývá, že rakouské, maďarské a polské ceny jsou závislé na cenách německých, avšak ceny německé se chovají exogenně a nejsou závislé na cenách výše uvedených trhů. Ceny pšenice se na trzích Rakouska, Polska a Maďarska v dlouhodobém vztahu vyrovnávají a jsou přejímány z dominantního německého trhu, který cenu určuje.

V případě vztahu cen mezi Českou republikou a Polskem je na 5% hladině významnosti zatížení  $\alpha$  statisticky nevýznamné a polské ceny přijímají cenu z českého trhu bez možnosti zpětné vazby. Pokud je v úvahu brána 10% hladiny významnosti, vazba je oboustranná a ceny se ovlivňují navzájem. Vzájemná simultánní vazba trhů je potvrzena u polských a maďarských cen. Konstanty dlouhodobých vztahů v absolutní hodnotě reprezentují transakční náklady mezi trhy. U žádného z výše uvedených trhů nebylo

nalezeno trendové chování těchto nákladů. Zatížení  $\alpha$  by se mělo pohybovat v intervalu od  $(-1,0)$ . Jelikož v případě cen páru zemí ČR–Polsko a Polsko–Maďarsko je odhadnut kladný parametr zatížení (viz tab. č. 6.14), je konvergence ověřena na základě vygenerování korekce chyby a testování dané řady na stacionaritu, a to na základě ADF testu (výsledky viz příloha č. 21, graf č. 11.21/1 a tabulka č. 11.21/1). Vygenerovaná korekce chyby z odhadnutých modelů daných vztahů osciluje okolo nuly s kladnými i zápornými výkyvy. Na základě ADF testu s konstantou je korekční člen, jak vztahu cen CZ-PL v rovnici  $dPwheatCZ$  ( $p\text{-value}_{ADF}=0,0013$ ), tak vztahu PL-HU v rovnici  $dPwheatHU$  ( $p\text{-value}_{ADF}=0,0000$ ), stacionární. Výsledky vypovídají o konvergenci daných vztahů. Tabulka č. 6.15 doplňuje výsledky odhadů o ostatní trhy, u kterých nebyla prokázána platnost zákona jedné ceny.

**Tabulka č. 6.15 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla zamítnuta platnost zákona jedné ceny, neomezené verze VEC modelů, komodita pšenice**

Pár zemí	Dlouhodobý vztah	Zatížení $\alpha$	Celkový odhad viz příloha č. 18
<b>Jednosměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>CZ, DE<sup>2)</sup></b>	$PwheatCZ_{t-1} = 1,1327 + 0,8443PwheatDE_{t-1}$ [15,2597]	$\alpha_{dPwheatCZ} = -0,1650 [-4,5893]$ $\alpha_{dPwheatDE} = -0,0757 [-1,3953]$	Tabulka č. 11.18/6
<b>CZ, AT</b>	$PwheatCZ_{t-1} = 1,1445 + 0,7031PwheatAT_{t-1}$ [15,1967]	$\alpha_{dPwheatCZ} = -0,1514 [-5,4102]$ $\alpha_{dPwheatAT} = 0,1045 [1,3469]$	Tabulka č. 11.18/7
<b>SK, PL</b>	$PwheatSK_{t-1} = 9,1023 + 0,3961PwheatPL_{t-1}$ [3,8365]	$\alpha_{dPwheatSK} = -0,0984 [-4,0382]$ $\alpha_{dPwheatPL} = -0,0419 [-1,5306]$	Tabulka č. 11.18/8
<b>SK, AT</b>	$PwheatSK_{t-1} = 8,2263 + 0,4157PwheatAT_{t-1}$ [5,7512]	$\alpha_{dPwheatSK} = -0,1042 [-4,4407]$ $\alpha_{dPwheatAT} = -0,0434 [-0,6334]$	Tabulka č. 11.18/9
<b>AT, HU<sup>2)</sup></b>	$PwheatHU_{t-1} = -0,5741 + 0,7719PwheatAT_{t-1}$ [9,4544]	$\alpha_{dPwheatHU} = -0,1629 [-4,1701]$ $\alpha_{dPwheatAT} = 0,0955 [1,8564]^1$	Tabulka č. 11.18/10
<b>Obousměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>CZ, SK</b>	$PwheatSK_{t-1} = 9,2163 + 0,4549PwheatCZ_{t-1}$ [4,9145]	$\alpha_{dPwheatSK} = -0,1301 [-3,7329]$ $\alpha_{dPwheatCZ} = -0,0922 [-2,9316]$	Tabulka č. 11.18/11
<b>SK, DE</b>	$PwheatSK_{t-1} = 9,3213 + 0,4064PwheatDE_{t-1}$ [3,9652]	$\alpha_{dPwheatSK} = -0,0743 [-3,0378]$ $\alpha_{dPwheatDE} = -0,1120 [-3,3520]$	Tabulka č. 11.18/12
<b>PL, AT<sup>2)</sup></b>	$PwheatPL_{t-1} = 2,5747 + 0,7752PwheatAT_{t-1}$ [9,5255]	$\alpha_{dPwheatPL} = -0,0928 [-3,9767]$ $\alpha_{dPwheatAT} = -0,1359 [-2,7107]$	Tabulka č. 11.18/13

Pozn.: t-hodnoty uvedeny v [ ], platnost zákona jedné ceny vyhodnocena na 5 % hladině významnosti;

<sup>1)</sup> Jednosměrná vazba na 5% hladině významnosti, v případě 10 % hladiny významnosti se jedná o oboustrannou vazbu mezi párem zemí; <sup>2)</sup> Zákon jedné ceny neplatí na 5 % hladině významnosti, avšak v případě 1% hladiny významnosti nemohl být zamítnut;

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

U modelů bez restrikcí lze taktéž nalézt na základě vyhodnocení významnosti zatížení  $\alpha$  jednosměrné vazby. Česká republika přijímá ceny pšenice od německého a rakouského trhu a zároveň zpětně neovlivňuje ceny na daných trzích. Obdobně Slovensko přijímá cenu z rakouských a polských trhů. Z velikosti parametrů cen je patrné, že Česká republika se více přibližuje k vyrovnání cen. Při nárůstu cen v Německu, resp. Rakousku o 1 EUR/100kg se cena v České republice zvýší o 0,84, resp. o 0,70 EUR/100kg. Navíc při vyhodnocení zákona jedné ceny na 1% hladině významnosti je potvrzena platnost daného zákona. Oproti tomu cena pšenice na Slovensku vzroste pouze o 0,4 EUR/100kg při jednotkovém navýšení cen pšenice v Polsku nebo Rakousku. Zároveň je patrné, že Slovenská republika má oproti České republice vyšší transakční náklady, resp. ceny na vyšší cenové úrovni, vůči diskutovaným trhům. Mezi Rakouskem a Maďarskem je potvrzena jednosměrná vazba na 5% hladině významnosti, kde rakouské ceny jednosměrně ovlivňují ceny maďarské. Nutno podotknout, že obousměrná vazba mezi Rakouskem a Maďarskem je detekována na 10% hladině významnosti. Mezi ostatními páry zemí, tj. mezi Slovenskem a Českou republikou, Slovenskem a Německem, Polskem a Rakouskem byla detekována obousměrná vazba mezi cenami pšenice. Intenzita působení cen trhů ČR a Německa na slovenské ceny je obdobná jako v předchozím případě. Jednotková změna cen pšenice v EUR/100kg vyvolá nárůst slovenských cen o 0,4 resp. 0,45 EUR/100kg. Ceny Polska a Maďarska přejímají 77 % změn z cen pšenice Rakouska. Je ale zapotřebí mít na paměti, že se jedná o oboustrannou vazbu a Rakousko taktéž reaguje na změny cen v Polsku a Maďarsku. Zákon jedné ceny sice nebyl potvrzen na 5% hladině významnosti mezi výše uvedenými páry zemí, avšak v případě párů zemí ČR–Německo, Rakousko–Maďarsko a Polsko–Rakousko by nemohl být zákon jedné ceny na 1% hladině významnosti zamítnut. Uvedené trhy se tudíž nejvíce blíží ke splnění daného zákona z hlediska 5% hladiny významnosti. Celkový přehled vztahů vyplývajících z párového testování cen je podrobněji rozebrán v kapitole č. 7.

Při zaměření na znaménka jednotlivých zatížení je v případě párů zemí ČR–Rakousko a Rakousko–Maďarsko parametr zatížení u rovnice diferencí rakouských cen kladný. Jelikož dané zatížení je ale statisticky nevýznamné, výsledný efekt je nulový. U ostatních zatížení je potvrzen předpoklad o jejich síle a intenzitě.

Z předchozí analýzy vyplývá, že Maďarsko není integrováno v rámci všech trhů vybraných zemí střední Evropy. Taktéž vztah mezi cenami pšenice Slovenska a Maďarska je diskutabilní, neboť daný model musel být zamítnut. Jelikož existuje jednoznačný vztah potvrzující zákon jedné ceny u párů zemí, kde vystupuje Německo, Polsko, Rakousko a Česká republika, je v následujícím kroku zkoumána kointegrace mezi těmito čtyřmi státy. Informační kritérium SIC navrhuje dvě zpoždění, H-Q kritérium tři zpoždění a AIC kritérium jedenáct zpoždění (výstupy viz příloha č. 19, tabulka č. 11.19/1). Pro uvedená zpoždění byly odhadnuty modely VAR, otestována významnost trendu a v závěru zkoumána autokorelace reziduí (výsledky viz příloha č. 19, tabulka č. 11.19/2). Model VAR(11) se statisticky významným trendem vede k nejlepším dosaženým výsledkům testu autokorelace. Jedenáct zpoždění v rámci VAR prostoru je aplikováno při testu kointegrace. Výsledky testu kointegrace jsou zobrazeny v tabulce č. 6.16.

**Tabulka č. 6.16 - Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, AT, komodita pšenice**

Varianta:	2		3		4	
Data Trend:	žádný		lineární		lineární	
Dlouhodobý vztah:	konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend	
H <sub>0</sub> : Počet koint. vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	106,6290	0,0000	105,7203	0,0000	125,4667	0,0000
Maximálně 1	43,8158	0,0046	42,9173	0,0009	58,5153	0,0007
Maximálně 2	17,3960	0,1184	16,6511	0,0334	25,3898	0,0573
Maximálně 3	2,1931	0,7390	1,6149	0,2038	7,3939	0,3052
Výsledný počet koint. vektorů	2		3		2*	

Pozn.: Johansenův test pro 11 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 10 zpoždění pro diference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

\* v daném případě navýšení kointegračních vektorů na 10% hladině významnosti

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Dle testu kointegrace jsou nalezeny dva kointegrační vektory v rámci varianty 2 VEC modelu. Tři kointegrační vektory jsou nalezeny v případě varianty 3. V rámci varianty 4 Trace test indikuje dva dlouhodobé vztahy na 5% hladině významnosti. Pokud je ale uvážena 10% hladina významnosti, počet kointegračních vektorů je roven třem. V rámci varianty 4 lze modelovat vztah prostřednictvím dvou či tří kointegračních vektorů. Odhadnuté dlouhodobé vztahy varianty 4 včetně nejdůležitějších statistik jsou uvedeny v tabulce č. 6.17.



Tabulka č. 6.17 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro dva a tři kointegrační vektory, země CZ, PL, DE, AT, varianta 4 VEC modelu, komodita pšenice

CZ, PL, DE, AT Model pro dva kointegrační vektory			CZ, PL, DE, AT Model pro tři kointegrační vektory			
Dlouhodobé vztahy:			Dlouhodobé vztahy:			
	CointEq1	CointEq2		CointEq1	CointEq2	CointEq3
PWHEATAT(-1)	1	0	PWHEATAT(-1)	1	0	0
PWHEATCZ(-1)	0	1	PWHEATCZ(-1)	0	1	0
PWHEATPL(-1)	-254,0474 [-4,23865]	4,4437 [ 3,85434]	PWHEATPL(-1)	0	0	1
PWHEATDE(-1)	177,9359 [ 2,79820]	-3,7756 [-3,08670]	PWHEATDE(-1)	-0,6203 [-3,61258]	-0,6524 [-12,8517]	-0,7028 [-7,51600]
@TREND(95M07)	3,6972 [ 2,58441]	-0,0760 [-2,76380]	@TREND(95M07)	-0,0300 [-2,89955]	-0,0109 [-3,54670]	-0,0147 [-2,60114]
C	1016,2500	-20,4413	C	-4,7394	-2,5825	-4,0189
Základní statistiky			Základní statistiky			
Determinant resid covariance (dof adj.)	0,0329		Determinant resid covariance (dof adj.)	0,0351		
Determinant resid covariance	0,0121		Determinant resid covariance	0,0132		
Log likelihood	-690,166		Log likelihood	-699,164		
Akaike information criterion	8,8559		Akaike information criterion	8,8559		
Schwarz criterion	12,0169		Schwarz criterion	11,8679		

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 199

Zdroj: vlastní výpočty, sw EVIEWS ver. 7

Dodatečný třetí kointegrační vektor v modelu v tabulce č. 6.17 lze otestovat prostřednictvím LR testu. Testová statistika dosahuje hodnoty 17,996. Kritická hodnota Chí-kvadrátu pro pět stupňů volnosti činí 11,07 na 5% hladině významnosti a 15,09 na 1% hladině významnosti. Hypotéza o nulovosti parametrů třetí kointegrační rovnice je zamítnuta na obou hladinách významnosti. Adekvátním modelem pro zkoumaný vztah je verze se třemi kointegračními vektory.

V následujícím kroku je testována významnost trendu v kointegračních vektorech, tj. varianta 4 VEC modelu s třemi kointegračními vektory (log-likelihood = -690,166) vůči variantě 3, taktéž se třemi kointegračními vektory (log-likelihood = -697,150). LR statistika ve výši 13,967 překračuje kritické hodnoty  $\chi^2_{0,05}(3) = 7,81$  a  $\chi^2_{0,01}(3) = 11,34$ . Hypotéza o nulovosti trendu v dlouhodobém vztahu musí být zamítnuta. Statistická významnost trendů je patrná rovněž z t-testu jednotlivých parametrů. Předchozí tabulka č. 6.17 zobrazuje odhad modelu VEC, ve kterém je možné nalézt t-hodnoty parametrů trendu, avšak software EVIEWS provádí automatickou přednastavenou normalizaci a identifikuje jednotlivé rovnice. Výstup odhadu dlouhodobých vztahů VEC modelu po

Uvalení vlastní normalizace je uveden v tabulce č. 6.18. Z předchozí analýzy je známo, že německé ceny působí jednosměrně na ceny ostatních analyzovaných zemí. Z daného důvodu je normalizace uvalena na ceny České republiky, Slovenska a Polska. Jelikož se trhy ovlivňují navzájem, tj. neexistují pouze jednosměrné vazby mezi čtveřicí trhů (viz výsledky párového porovnání), nejsou uvaleny nulové restriktce v modelu.

**Tabulka č. 6.18 – Výstup VEC modelu, varianta 4, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Rakousko, Polsko, komodita pšenice**

CZ, PL, DE, AT				
Dlouhodobé vztahy:				
	CointEq1	CointEq2	CointEq3	
PWHEATAT(-1)	1	-0,2154	-0,2409	
PWHEATCZ(-1)	-0,2109	1	-0,2533	
PWHEATPL(-1)	-0,2273	-0,2441	1	
PWHEATDE(-1)	-0,3229	-0,3472	-0,3882	
TREND(95M07)	-0,0244	-0,0008	-0,0047	
C	-3,2812	-0,5808	-2,2230	
Krátkodobý vztah:				
<b>Zatížení alfa:</b>	D(PWHEATAT)	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATPL)	D(PWHEATDE)
CointEq1	-0,2598 [-4,09131]	-0,0396 [-1,79563]	-0,0732 [-2,64655]	-0,0483 [-1,52052]
CointEq2	-0,3052 [-1,75750]	-0,3661 [-6,07206]	-0,3294 [-4,35418]	-0,0430 [-0,49543]
CointEq3	0,1978 [ 1,96147]	0,0284 [ 0,81199]	-0,1652 [-3,75941]	-0,1165 [-2,31166]
Základní statistiky pro jednotlivé rovnice				
	D(PWHEATAT)	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATPL)	D(PWHEATDE)
R-squared	0,4260	0,7472	0,6419	0,6255
Adj. R-squared	0,2667	0,6771	0,5426	0,5217
Log likelihood	-312,0413	-101,5587	-146,7063	-174,0674
Akaike AIC	3,5783	1,4629	1,9166	2,1916
Schwarz SC	4,3065	2,1911	2,6448	2,9198
Základní statistiky pro model jako celek				
Log likelihood: -690,1664	Akaike AIC=8,8559		Schwarz SIC = 12,0169	

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 199;

**Zdroj:** vlastní výpočty, sw. EViews ver. 7

V rámci modelu uvedeného v tabulce č. 6.18 nejsou uvaleny nulové restriktce, jelikož některé trhy jsou vzájemně závislé. Proto by odhadnuté parametry neměly být brány jako výsledné pro interpretaci intenzity působení cen jednotlivých států. Jednotlivé vztahy a intenzitu působení cen mezi trhy je vhodnější analyzovat prostřednictvím provedených párových odhadů VEC modelů, protože v případě modelu se čtyřmi časovými řadami a třemi kointegrovanými vektory možnosti kombinací uvalených restriktcí značně narůstá a zvyšuje se riziko získání zavádějících výsledků.

Integrace poslední čtveřice trhů s trhem slovenským byla zamítnuta na základě následujícího testu kointegrace (viz tabulka č. 6.19). Pro testování bylo využito 12 zpoždění ve VAR prostoru. Dané zpoždění bylo navrženo Akaikeho informačním kritériem (příloha č. 19, tabulka č. 11.19/3). Dané kritérium dosahovalo nejlepších výsledků testování autokorelace při porovnání s modely dle ostatních informačních kritérií (viz příloha č. 19, tabulka č. 11.19/4).

**Tabulka č. 6.19 – Test kointegrace pro ceny zemí CZ, PL, DE, AT, SK, komodita pšenice**

Varianta:	2		3		4	
Data Trend:	žádný		lineární		lineární	
Dlouhodobý vztah:	konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend	
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	108,8214	0,0000	107,1159	0,0000	129,1945	0,0000
Maximálně 1	55,1089	0,0403	53,4043	0,0138	75,3775	0,0040
Maximálně 2	29,3279	0,1869	27,7559	0,0845	40,9823	0,0771
Maximálně 3	9,2033	0,7172	7,6432	0,5043	19,9438	0,2288
Maximálně 4	0,7257	0,9806	0,0413	0,8390	7,5567	0,2900
Výsledný počet koint.vektorů	2		2*		2*	

Pozn.: Johansenův test pro 12 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 11 zpoždění pro diference,  
\* počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti, při zohlednění 10 % hladiny významnosti v případě varianty 3 a 4 jsou nalezeny 3 kointegrační vektory  
**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Integrace čtveřice zkoumaných trhů s Maďarskem je implicitně zamítnuta na základě informace o nekointegrovanosti českého a maďarského trhu. Z provedené analýzy lze závěrem určit, že u komodity pšenice jsou v rámci trhů střední Evropy vzájemně integrované trhy České republiky, Polska, Německa a Rakouska. Syntéza výsledků a následná diskuze jsou uvedeny v pozdějších kapitolách, poněvadž pro kompletní vyhodnocení výzkumných otázek a určení stupně integrace je zapotřebí odhadu druhé rovnice navrženého modelu. Syntéza výsledků je uvedena v kapitole 7. Diskuze k výsledkům je uvedena v kapitole 8.

### 6.1.3 Testování kointegrace a zákona jedné ceny pro časové řady ječmene

#### Testování jednotkového kořene časových řad cen ječmene

Přítomnost jednotkového kořene u časových řad cen ječmene byla otestována ADF testem, PP testem a KPSS testem. Výsledky testů pro ceny ječmene České republiky, Slovenska a Polska jsou znázorněny v tabulce č. 6.20 a pro ceny Německa, Rakouska a Maďarska jsou uvedeny v tabulce č. 6.21.

Tabulka č. 6.20 – Testování jednotkového kořene časových řad cen ječmene České republiky, Slovenska a Polska

Ceny ječmene									
Typ testu	Data	Varianta testu <sup>1)</sup>	Test. stat	Krit. hod.		P-value	Výsledek	Závěr	
				$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$			$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
<b>CZ</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,1400</b>	-3,432	-3,140	<b>0,0999</b>	Nezam. $H_0^{2)}$	I(1)	I(0)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-7,437</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
pp test	Originální data	<i>s konstantou *</i>	<b>-1,520</b>	-2,875	-2,574	<b>0,5168</b>	Nezam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-7,385</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>4,007</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. $H_0$	I(1)	I(2)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,372</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. $H_0^{2)}$		
<b>SK</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konstantou *</i>	<b>-1,049</b>	-3,432	-3,140	<b>0,7355</b>	Nezam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-11,002</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
pp test	Originální data	<i>s konstantou *</i>	<b>-1,376</b>	-2,875	-2,574	<b>0,5935</b>	Nezam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-11,239</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>6,904</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,254</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. $H_0$		
<b>PL</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,419</b>	-3,432	-3,140	<b>0,0517</b>	Nezam. $H_0^{2)}$	I(1)	I(0)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-6,456</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
pp test	Originální data	<i>s konstantou *</i>	<b>-1,682</b>	-2,8752	-2,574	<b>0,4387</b>	Nezam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-9,932</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. $H_0$		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>4,051</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. $H_0$	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,276</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. $H_0$		

Pozn.: CZ = Česká republika, SK = Slovensko, PL = Polsko, DE = Německo, AT = Rakousko, HU = Maďarsko;

ADF test, PP test:  $H_0$ : nestacionarita, KPSS test:  $H_0$ : stacionarita

<sup>1)</sup> forma testu vybrána na základě významnosti proměnných v modelu, podrobnější výsledky viz příloha č. 15, tab. č. 11.15/2

<sup>2)</sup> výsledek platí pro 5% hladinu významnosti

\* konstanta v modelu je nevýznamná;

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Časová řada cen ječmene České republiky je dle ADF testu nestacionární na 5% hladině významnosti. Na 10% hladině test indikuje stacionaritu daných pozorování. Oproti tomu

PP test potvrzuje nestacionaritu na obou hladinách významnosti. Taktéž při vyhodnocení KPSS testu na 5% hladině je časová řada typu I(1). Na méně přísné hladině dokonce test poukazuje na řád I(2). Jelikož rozhodující je 5% hladina významnosti, charakter časové řady je vyhodnocen typu I(1). Slovenské ceny ječmene jsou integrovány řádu I(1) dle všech provedených testů. Ceny na polském trhu jsou integrovány řádu I(1) s výjimkou ADF testu na 10% hladině významnosti, který indikuje stacionaritu. Hodnota p-value je však velmi blízká 5% hladině významnosti.

Tabulka č. 6.21 – Testování jednotkového kořene časových řad cen ječmene Německa, Rakouska a Maďarska

Ceny ječmene									
Typ testu	Data	Varianta testu <sup>1)</sup>	Test. stat	Krit. hod.		P-value	Výsledek	Závěr	
				$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$			$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
<b>DE</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,144</b>	-3,432	-3,140	<b>0,5181</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-8,146</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
pp test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-2,164</b>	-3,432	-3,139	<b>0,5068</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-8,427</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>13,385</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(2)	I(2)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,554</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
<b>AT</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-1,623</b>	-3,432	-3,140	<b>0,7807</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-11,942</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
pp test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-1,732</b>	-3,431	-3,139	<b>0,7337</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-12,051</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>22,564</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,247</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		
<b>HU</b>									
ADF test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,0467</b>	-3,432	-3,139	<b>0,1222</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-17,009</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
pp test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>-3,115</b>	-3,432	-3,139	<b>0,1055</b>	Nezam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>bez konstanty</i>	<b>-16,952</b>	-1,942	-1,616	<b>0,0000</b>	Zam. H <sub>0</sub>		
KPSS test	Originální data	<i>s konst. a trendem</i>	<b>3,643</b>	0,146	0,119	<b>x</b>	Zam. H <sub>0</sub>	I(1)	I(1)
	První diference	<i>s konstantou</i>	<b>0,043</b>	0,463	0,347	<b>x</b>	Nezam. H <sub>0</sub>		

Pozn.: CZ = Česká republika, SK = Slovensko, PL = Polsko, DE = Německo, AT = Rakousko, HU = Maďarsko

ADF test, PP test: H<sub>0</sub>: nestacionarita, KPSS test: H<sub>0</sub>: stacionarita

<sup>1)</sup> forma testu vybrána na základě významností proměnných v modelu, podrobnější výsledky viz příloha č. 15, tab. č. 11.15/2

\* konstanta v modelu nevýznamná

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Při testování německých, rakouských a maďarských cen testové hodnoty jak ADF testu, tak PP testu a KPSS testu vedou k závěru, že časové řady nejsou stacionární v původních

hodnotách. U rakouských a maďarských cen se jednoznačně potvrzuje stacionarita v prvních diferencích. U cen ječmene na německém trhu KPSS test indikuje stacionaritu až v druhých diferencích, avšak na základě ostatních testů ADF a PP, je časová řada vyhodnocena jako stacionární v prvních diferencích na obou zvolených hladinách významnosti.

V závěru jsou všechny časové řady při zohlednění převahy výsledků jednotlivých testů a kritických hodnot na 5% hladině významnosti vyhodnoceny typu I(1). Ceny ječmene mohou být otestovány na existenci dlouhodobého vztahu na základě principu kointegrace.

### Testování kointegrace a platnosti zákona jedné ceny časových řad cen ječmene

Adekvátní zpoždění pro test kointegrace je nejprve zkoumáno prostřednictvím informačních kritérií (viz tabulka č. 6.22).

Tabulka č. 6.22 – Informační kritéria pro ceny ječmene, model pro všechny zkoumané země

Výběr zpoždění ve VAR prostoru, vzorek: 1995M07 2012M12			
Zpoždění/Lag	AIC	SIC	HQ
0	22,76630	22,86595	22,80664
1	11,23582	11,93334*	11,51815
2	10,97513	12,27051	11,49945*
3	10,87086	12,76411	11,63719
4	10,92881	13,41992	11,93713
5	10,90597	13,99495	12,15628
6	10,78687	14,47371	12,27918
7	10,85833	15,14304	12,59264
8	10,83288	15,71546	12,80918
9	10,92859	16,40903	13,14689
10	10,81997	16,89828	13,28027
11	10,68417*	17,36035	13,38646
12	10,76119	18,03524	13,70549

Pozn. \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria

AIC: Akaikeho informační kritérium, SIC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Dle SIC kritéria je optimální zpoždění VAR modelu rovno jedné. H-Q kritérium navrhuje dvě zpoždění a AIC kritérium 11 zpoždění. VAR modely s uvedenými zpožděními byly otestovány na přítomnost trendu (viz příloha č. 16, tabulka č. 11.16/3) a přítomnost autokorelace (viz příloha č. 16, tabulka č. 11.16/4). Z výsledků vyplývá následující. Problémem VAR(1) modelu s konstantou a statisticky významným trendem dle LR testu je několikanásobná autokorelace od 1. do 5. řádu, od 7. do 10. řádu a 12. řádu. Při odhadu modelu s dvěma zpožděními je opět vybrán model s trendem. Model VAR(2) s konstantou

a trendem opět vykazuje autokorelaci na 1. až 4. řádu, 6. až 9. řádu a 12. řádu. Adekvátním zpožděním VAR modelu se jeví zpoždění dle AIC. U modelu VAR(11) s konstantou a statisticky významným trendem není autokorelace přítomná ani u jednoho z dvanácti testovaných řádů na 5% hladině významnosti (viz příloha 16, tab. č. 11.16/4). Johansenův test je aplikován pro zpoždění dle AIC (viz tabulka č. 6.23).

**Tabulka č. 6.23 – Johansenův test kointegrace pro všechny země, komodita ječmen**

Varianta:	1		2		3		4		5	
Data Trend:	žádný		žádný		lineární		lineární		kvadratický	
Dlouhodobý vztah:	žádná konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend		konstanta trend	
Hypotéza	Trace		Trace		Trace		Trace		Trace	
Počet koint.vektorů	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value
Žádný	133,844	0,000	151,539	0,000	147,868	0,000	168,243	0,000	166,046	0,000
Maximálně 1	75,333	0,002	92,164	0,002	88,629	0,001	107,706	0,001	105,521	0,000
Maximálně 2	35,317	0,142	50,884	0,094	49,090	0,038	65,373	0,037	63,278	0,008
Maximálně 3	13,527	0,577	21,988	0,596	20,194	0,410	36,048	0,205	34,091	0,063
Maximálně 4	3,680	0,757	11,903	0,458	10,219	0,264	15,955	0,496	14,817	0,148
Maximálně 5	0,012	0,929	2,909	0,598	1,226	0,268	6,753	0,371	6,350	0,012
Výsledný počet koint. vektorů	2		2		3		3		3	

Pozn.: Johansenův test pro 11 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 10 zpoždění pro difference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Provedený test navrhuje dva či tři kointegrované vztahy. Obdobně jako u cen pšenice, je první varianta modelu VEC bez konstant a trendů zamítnuta, jelikož neodpovídá ekonomické teorii. Poslední varianta je taktéž méně pravděpodobná. Jelikož nebylo nalezeno pět kointegračních vektorů, všechny země nejsou vzájemně integrované. Pro stanovení, které trhy jsou integrované a které nikoli je využito párových testů kointegrace a odhadu VEC modelu.

Adekvátní zpoždění pro test kointegrace pro jednotlivé páry zemí je určeno na základě informačních kritérií a testování autokorelace odhadnutého VAR modelu pro daná zpoždění. Podstatné výstupy a výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 6.24. Tabulka zobrazuje, zda byl pro testování zvolen VAR model s trendem či bez. Zvýrazněn je řádek se zpožděním, které bylo vybráno jako vhodné pro následující testy. Jedná se o zpoždění, u kterého je detekován nejmenší výskyt autokorelace reziduí.

Tabulka č. 6.24 – Výběr zpoždění pro párové testy kointegrace pro časové řady cen, komodita ječmen

Pár zemí	Informační kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. omezená bez trendu	Log-lik. neomezená s trendem	LR stat	Chí-kvad 5 % (2)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokorelace, určení řádu
CZ, SK	SIC, AIC, H-Q	VAR(2)	-261,4445	-258,6578	5,5734	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	6
CZ, PL	SIC, H-Q	VAR(5)	-290,3876	-286,0001	8,775	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 2, 3, 4*, 6*, 10
	AIC	VAR(6)	-284,7265	-278,6976	12,0578	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	10
CZ, DE	SIC	VAR(2)	-272,9429	-267,62	10,6458	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 2, 6, 10, 11, 12
	H-Q	VAR(3)	-264,0913	-257,5159	13,1508	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	6*, 10, 11, 12
	AIC	VAR(12)	-219,6168	-215,7705	7,6926	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 3, 12
CZ, AT	SIC	VAR(2)	-319,9323	-313,0266	13,8114	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 2, 3, 6, 12
	H-Q	VAR(3)	-309,9078	-302,8281	14,1594	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2, 3, 4, 6, 12
	AIC	VAR(5)	-295,7243	-288,7075	14,0336	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	4*, 6, 12*
CZ, HU	SIC	VAR(2)	-483,3399	-480,8701	4,9396	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2, 10*, 12*
	H-Q, AIC	VAR(3)	-473,1123	-469,8028	6,619	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	10*
SK, PL	SIC, H-Q	VAR(2)	-349,6721	-348,039	3,2662	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 3, 9*
	AIC	VAR(4)	-337,4147	-334,3541	6,1212	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	-
SK, DE	SIC, H-Q	VAR(2)	-302,7728	-300,1167	5,3122	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 4*, 7*, 10*, 12
	AIC	VAR(3)	-296,2077	-293,0319	6,3516	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	12
SK, AT	SIC	VAR(2)	-356,3865	-354,9922	2,7886	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2, 3, 6
	H-Q	VAR(4)	-335,8954	-333,8085	4,1738	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	2*, 4*, 6*, 8*
	AIC	VAR(5)	-330,7738	-328,4492	4,6492	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	-
SK, HU	SIC	VAR(2)	-501,3444	-499,1386	4,4116	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 2
	H-Q	VAR(3)	-491,2595	-489,4348	3,6494	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 2
	AIC	VAR(4)	-485,3258	-482,826	4,9996	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	-
PL, DE	SIC	VAR(2)	-361,0464	-357,7469	6,599	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	3, 4, 9, 10, 12
	H-Q	VAR(5)	-336,111	-332,5283	7,1654	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	4*, 9*, 10, 12
	AIC	VAR(10)	-309,7688	-304,4738	10,59	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	4*, 9*, 10, 12
PL, AT	SIC	VAR(2)	-414,782	-410,5349	8,4942	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1*, 3, 5, 6
	H-Q	VAR(4)	-393,4424	-387,5914	11,702	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2, 4*, 5, 6, 7*, 10,
	AIC	VAR(8)	-366,9015	-361,7975	10,208	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	10*
PL, HU	SIC	VAR(2)	-569,2137	-567,7735	2,8804	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1, 3, 7
	H-Q	VAR(3)	-559,1888	-556,9823	4,413	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 3, 7
	AIC	VAR(4)	-552,4197	-549,1593	6,5208	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	7
DE, AT	SIC, H-Q	VAR(2)	-335,0095	-326,957	16,105	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2*, 4, 5*, 6*, 9, 10, 12
	AIC	VAR(12)	-274,7354	-271,42	6,6308	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	2*, 3, 4*, 5, 8, 9*, 11*
DE, HU	SIC, H-Q	VAR(2)	-522,3114	-519,9134	4,796	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	4*, 9*, 10, 12
	AIC	VAR(5)	-504,7552	-501,527	6,4564	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	9, 10, 12
AT, HU	SIC	VAR(1)	-583,9583	-580,1605	7,5956	5,9915	Zam. $H_0$	s trendem	1, 3, 6, 7*, 12
	H-Q, AIC	VAR(2)	-573,9404	-571,0596	5,7616	5,9915	Nez. $H_0$	bez trendu	1*, 3, 6, 12

Pozn.: \* označuje autokorelaci významnou pouze na 10% hladině významnosti, ostatní hodnoty označují autokorelaci významnou na 5 % i na 10 % hladině významnosti;

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7



Následující tabulka č. 6.25, která je následována tabulkami č. 6.26 a č. 6.27 obsahuje výsledky Johansenova testu kointegrace. Hodnota matice  $\Pi$  byla obdobně jako u cen pšenice testována pro tři varianty VEC modelu. Jako první byl testován model s konstantou v dlouhodobém vztahu (varianta 2), následně model s konstantou jak v dlouhodobém tak krátkodobém vztahu (varianta 3). Poslední model je obohacen oproti variantě 3 o časový vektor v dlouhodobém vztahu (varianta 4).

**Tabulka č. 6.25 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, první část, komodita ječmen**

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>CZ, SK</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	10,377	0,603	<b>0 kointeg. vztahů</b>	9,499	0,321	<b>0 kointeg. vztahů</b>	15,072	0,569	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	3,253	0,535		2,374	0,123		5,350	0,547	
<b>CZ, PL</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	26,107	0,007	<b>1 kointeg. vztah</b>	25,652	0,001	<b>2 kointeg. vztahy</b>	37,710	0,001	<b>2 kointeg. vztahy</b>
Maximálně 1	7,959	0,084		7,871	0,005		13,848	0,030	
<b>CZ, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	22,924	0,021	<b>1 kointeg. vztah</b>	22,312	0,004	<b>2 kointeg. vztahy</b>	35,463	0,002	<b>2 kointeg. vztahy</b>
Maximálně 1	4,597	0,331		4,396	0,036		13,212	0,038	
<b>CZ, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	13,722	0,309	<b>0 kointeg. vztahů</b>	12,914	0,118	<b>0 kointeg. vztahů</b>	26,948	0,037	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	4,501	0,343		4,274	0,039		7,315	0,313	
<b>CZ, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	26,122	0,007	<b>1 kointeg. vztah</b>	25,522	0,001	<b>2 kointeg. vztahy</b>	32,141	0,007	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	6,531	0,154		5,941	0,015		12,323	0,054	

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.24 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Při testování dlouhodobého vztahu cen ječmene České republiky a zbývajících zemí, byl vždy nalezen alespoň jeden kointegrační vektor s výjimkou páru se Slovenskem. V případě Slovenska dosahuje matice  $\Pi$  nultého řádu, a modelování časových řad by vedlo ke zdánlivé regresi. Integrace mezi ČR a Slovenskem tak nebyla prokázána. U cen České republiky a Rakouska je kointegrace potvrzena v rámci varianty 4. Dlouhodobý vztah je potvrzen u cen České republiky s Německem a taktéž s Polskem a to na základě varianty 2.

V případě českých a maďarských cen bude zapotřebí statisticky otestovat, zda je vhodnějším modelem pro modelování daného vztahu varianta 2 či 4.

Následující tabulka č. 6.26 obsahuje test kointegrace týkající se párů zemí, ve kterých figuruje Slovenská republika a které ještě nebyly uvedeny.

Tabulka č. 6.26 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, druhá část, komodita ječmen

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>SK, PL</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	12,552	0,401	<b>0 kointeg. vztahů</b>	11,699	0,172	<b>0 kointeg. vztahů</b>	17,820	0,356	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	4,259	0,375		3,406	0,065		4,087	0,730	
<b>SK, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	11,338	0,510	<b>0 kointeg. vztahů</b>	10,533	0,242	<b>0 kointeg. vztahů</b>	16,884	0,424	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	4,123	0,394		3,875	0,049		6,403	0,411	
<b>SK, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	10,009	0,639	<b>0 kointeg. vztahů</b>	9,155	0,351	<b>0 kointeg. vztahů</b>	13,804	0,674	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	3,856	0,434		3,623	0,057		5,531	0,522	
<b>SK, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	13,934	0,294	<b>0 kointeg. vztahů</b>	13,157	0,109	<b>0 kointeg. vztahů</b>	18,157	0,334	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	4,685	0,320		3,909	0,048		5,686	0,501	

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.24 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

V případě párů zemí, kde figurují slovenské ceny, není kointegrace prokázána u žádného z analyzovaných párů. Testy u všech variant vedou k nulové hodnotě matice a tudíž ke zdánlivé regresi mezi cenami analyzovaných zemí. Výsledek vypovídá o neexistenci integrace slovenských cen s cenami ostatních vybraných zemí. Tento závěr zcela nekoresponduje se znalostmi a zkušenostmi s trhy střední Evropy. Daná situace bude zřejmě způsobena metodikou sběru dat Slovenským statistickým úřadem než samotnou neplatností integrace trhu.

Následující tabulka č. 6.27 obsahuje výsledky Johansenova testu pro zbývající páry zemí.

Tabulka č. 6.27 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, třetí část, komodita ječmen

Varianta VEC modelu:	Varianta 2			Varianta 3			Varianta 4		
<b>PL, DE</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	29,975	0,002	<b>1 kointeg. vztah</b>	29,573	0,000	<b>2 kointeg. vztahy</b>	36,943	0,001	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	4,536	0,338		4,174	0,041		10,760	0,097	
<b>PL, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	28,529	0,003	<b>1 kointeg. vztah</b>	28,012	0,000	<b>1 kointeg. vztah</b>	32,676	0,006	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	3,652	0,466		3,138	0,077		7,662	0,281	
<b>PL, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	20,794	0,042	<b>1 kointeg. vztah</b>	20,450	0,008	<b>2 kointeg. vztahy</b>	29,552	0,017	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	5,554	0,228		5,291	0,021		9,403	0,157	
<b>DE, AT</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	19,179	0,070	<b>0 kointeg. vztahů</b>	18,688	0,016	<b>1 kointeg. vztah</b>	28,423	0,024	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	1,751	0,827		1,265	0,261		8,450	0,217	
<b>DE, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	16,982	0,133	<b>0 kointeg. vztahů</b>	16,510	0,035	<b>1 kointeg. vztah</b>	25,066	0,063	<b>0 kointeg. vztahů</b>
Maximálně 1	2,308	0,716		2,118	0,146		9,378	0,158	
<b>AT, HU</b>									
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr	Trace stat.	P-value	Závěr
Žádný	29,550	0,002	<b>1 kointeg. vztah</b>	29,176	0,000	<b>1 kointeg. vztah</b>	37,243	0,001	<b>1 kointeg. vztah</b>
Maximálně 1	3,877	0,431		3,538	0,060		8,789	0,194	

Pozn.: Johansenův test pro zpoždění dle tabulky č. 6.24 pro jednotlivé páry zemí, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

V případě zbývajících párů zemí byla vždy nalezena alespoň jedna varianta, u které byla potvrzena kointegrace, tj. i určitý stupeň integrace trhů. Ceny Německa a Maďarska jsou kointegrované v rámci varianty 3. Kointegrace je při testování 2. a 4. varianty potvrzena u páru zemí Polsko–Německo a Polsko–Maďarsko. Kointegrační vektor je potvrzen u všech provedených variant VEC modelu u cen Rakouska a Maďarska a taktéž Rakouska a Polska. V neposlední řadě je dlouhodobý vztah nalezen u cen Německa-Rakouska v případě 3. a 4. varianty.

U párů zemí, u kterých byl nalezen jeden kointegrovaný vztah v rámci více variant jsou odhadnuty příslušné verze VEC modelů a otestovány na statistickou významnost dodatečných parametrů konstant a trendů. Výsledky jsou uvedeny v následující tabulce č. 6.28.

Tabulka č. 6.28 – Výběr varianty VEC modelu pro kointegrované varianty párů zemí, komodita ječmen

Pár zemí	Testování variant	Log-lik. neom. ver.	Log-lik. restr. ver.	LR stat	(p)	Chí-kvad 5 %	Chí-kvad. 1 %	Vyhodnocení	Závěr
CZ, HU	var. 4 vers. var. 2	-475,964	-476,378	<b>0,8268</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
PL, DE	var. 4 vers. var. 2	-337,681	-338,406	<b>1,4500</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
PL, HU	var. 4 vers. var. 2	-555,074	-555,568	<b>0,9864</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
DE, AT	var. 4 vers. var. 3	-330,297	-336,405	<b>12,2172</b>	1	3,84146	6,6349	Zam. $H_0$	varianta 4
DE, HU	var. 4 vers. var. 2	-507,002	-507,319	<b>0,6342</b>	3	7,81473	11,3449	Nezam. $H_0$	varianta 2
AT, HU	var. 4 vers. var. 3	-572,909	-574,378	<b>2,9374</b>	1	3,84146	6,6349	Nezam. $H_0$	varianta 3
	var 3 vers. var. 2	-574,378	-574,775	<b>0,7944</b>	2	5,99146	9,2103	Nezam. $H_0$	varianta 2

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

U čtyř párů zemí byla porovnána čtvrtá varianta VEC modelu s druhou variantou. Ani v jednom případě nepřekročila LR statistika kritické hodnoty. Nulová hypotéza o nulovosti parametru trendu v dlouhodobém vztahu a dvou konstant v krátkodobém vztahu nemohla být zamítnuta. Nevýznamnost těchto dodatečných parametrů vede k výběru specifitější varianty, tj. varianty 2. Varianta s konstantou v dlouhodobém vztahu byla potvrzena také v případě páru zemí Rakousko–Maďarsko. U tohoto páru zemí byla nejdříve testována významnost trendu ve variantě 4 vůči variantě 3 bez trendu. Zde byla nulovost trendu potvrzena. Následné testování dodatečných konstant v krátkodobém vztahu vůči variantě 2 vede k závěru o jejich nulovém efektu v rámci rovnic. Oproti tomu v případě vztahu cen ječmene v Německu a Rakousku, kritická hodnota LR testu (=12,2172) překročila kritické hodnoty Chí-kvadrátu jak na 5%, tak 1% hladině významnosti. Trend nemohl být z daného vztahu vyloučen.

Varianty VEC modelu vybrané v předchozím kroku včetně jednoznačně určených Johansenovým testem byly otestovány na platnost zákona jedné ceny. Přehled výsledků testování zobrazuje tabulka č. 6.29.

Tabulka č. 6.29 – Testování zákona jedné ceny pro jednotlivé páry zemí, komodita ječmen

Páry zemí	Zpož. VAR	Varianta VECM	Log-lik. neomez. ver.	Log-lik. restr. ver.	LR stat	Chí-kvad. 5 % (1)	Chí-kvad. 1 % (1)	Vyhodnocení	Závěr
CZ, SK	neexistence kointegrace								
CZ, PL	6	2	-288,706	-290,538	<b>3,6640</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
CZ, DE	3	2	-266,39	-266,458	<b>0,1364</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
CZ, AT	5	4	-292,365	-295,171	<b>5,6116</b>	3,8415	6,6349	Zam. H <sub>0</sub> na 5 % Nezam. H <sub>0</sub> na 1 %	neplatnost LOP platnost LOP
CZ, HU	3	2	-476,378	-476,394	<b>0,0328</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
SK, PL	neexistence kointegrace								
SK, DE	neexistence kointegrace								
SK, AT	neexistence kointegrace								
SK, HU	neexistence kointegrace								
PL, DE	5	2	-338,406	-339,515	<b>2,2168</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
PL, AT	8	4	-368,051	-368,418	<b>0,7346</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
PL, HU	4	2	-555,568	-555,786	<b>0,4368</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
DE, AT	2	4	-330,297	-332,408	<b>4,2220</b>	3,8415	6,6349	Zam. H <sub>0</sub> na 5 % Nezam. H <sub>0</sub> na 1 %	neplatnost LOP platnost LOP
DE, HU	5	2	-507,319	-507,513	<b>0,3890</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP
AT, HU	2	2	-574,775	-575,296	<b>1,0422</b>	3,8415	6,6349	Nezam. H <sub>0</sub>	platnost LOP

Pozn.: H<sub>0</sub>: platnost zákona jedné ceny

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Platnost zákona jedné ceny na trhu ječmene byla potvrzena u většiny párů zemí. Nulová hypotéza o rovnosti cen nebyla zamítnuta na 5% ani 1% hladině významnosti u párů zemí Česká republika – Polsko, Česká republika – Německo, Česká republika – Maďarsko, Polsko–Německo, Polsko–Rakousko, Polsko–Maďarsko, Německo–Maďarsko a taktéž Rakousko–Maďarsko. V případě trhů Německa a Rakouska společně s párem zemí Česká republika a Rakousko kritická hodnota LR testu vedla k zamítnutí platnosti zákona jedné ceny na 5% hladině významnosti. S přísnější hladinou významnosti lze však stále hovořit o platnosti daného zákona. Párové porovnání vede k závěrům o vysoké úrovni stupně integrace v rámci analyzovaných trhů v případě komodity ječmen s výjimkou slovenského trhu.

Kromě testování zákona jedné ceny v rámci kointegračního vektoru je VEC model využit pro analýzu směru vztahů mezi jednotlivými páry zemí prostřednictvím testování statistické významnosti zatížení  $\alpha$ . Odhadnuté dlouhodobé vztahy jsou uvedeny v následujících tabulkách č. 6.30 a 6.31. Tabulka č. 6.30 obsahuje dlouhodobé vztahy, u kterých byl potvrzen zákon jedné ceny na 5% hladině významnosti. V druhé tabulce č. 6.31 jsou uvedeny neomezené verze dlouhodobých vztahů u párů zemí, u kterých nebyl zákon jedné ceny na 5% hladině potvrzen. Tabulky jsou rozděleny na dvě části, a to dle hlediska, zda byla nalezena jednosměrná či obousměrná vazba mezi trhy. Kompletní odhady modelů jsou uvedeny v příloze č. 20.

**Tabulka č. 6.30 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla potvrzena platnost zákona jedné cen, modely VEC s restrikcemi, komodita ječmen**

Pár zemí	Dlouhodobý vztah	Zatížení $\alpha$	Celkový odhad viz příloha č.16
<b>Jednosměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>CZ, DE</b>	$PbarleyCZ_{t-1} = -1,9998 + PbarleyDE_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyCZ} = -0,0884$ [-4,2658] $\alpha_{dPbarleyDE} = -0,0254$ [-0,9055]	Tabulka č. 11.20/1
<b>PL, DE</b>	$PbarleyPL_{t-1} = 1,2542 + PbarleyDE_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyPL} = -0,1239$ [-4,6129] $\alpha_{dPbarleyDE} = 0,0073$ [-0,2865]	Tabulka č. 11.20/2
<b>PL, AT</b>	$PbarleyPL_{t-1} = 0,2148 + 0,0221t + PbarleyAT_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyPL} = -0,1297$ [-3,7811] $\alpha_{dPbarleyAT} = 0,0286$ [0,6948]	Tabulka č. 11.20/3
<b>AT, HU</b>	$PbarleyHU_{t-1} = 0,4369 + PbarleyAT_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyHU} = -0,1561$ [-3,5927] $\alpha_{dPbarleyAT} = 0,0338$ [1,5614]	Tabulka č. 11.20/4
<b>DE, HU</b>	$PbarleyHU_{t-1} = -0,8955 + PbarleyDE_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyHU} = -0,1926$ [-3,7330] $\alpha_{dPbarleyDE} = 0,0165$ [0,7458]	Tabulka č. 11.20/5
<b>Obousměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>CZ, PL</b>	$PbarleyPL_{t-1} = 3,2325 + PbarleyCZ_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyPL} = -0,0664$ [-2,2218] $\alpha_{dPbarleyCZ} = 0,0415$ [1,8940] <sup>1)</sup>	Tabulka č. 11.20/6
<b>CZ, HU</b>	$PbarleyHU_{t-1} = 1,0483 + PbarleyCZ_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyHU} = -0,1504$ [-2,3947] $\alpha_{dPbarleyCZ} = 0,0580$ [2,8291]	Tabulka č. 11.20/7
<b>PL, HU</b>	$PbarleyPL_{t-1} = 2,1944 + PbarleyHU_{t-1}$	$\alpha_{dPbarleyPL} = -0,0765$ [-2,9281] $\alpha_{dPbarleyHU} = 0,1524$ [2,7195]	Tabulka č. 11.20/8

Pozn.: Platnost zákona jedné ceny vyhodnocena na 5 % hladině významnosti; <sup>1)</sup> oboustranná vazba na 10 % hladině významnosti, v případě 5 % hladiny významnosti se jedná o jednostrannou vazbu mezi párem zemí

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

U osmi párů zemí byla potvrzena platnost zákona jedné ceny na 5% hladině významnosti. Z těchto párů byla u pěti nalezena jednosměrná vazba. Ceny ječmene se jednosměrně přenášejí z německého trhu na trh v České republice, v Polsku a Maďarsku. Polský

a Maďarský trh je dále ovlivněn rakouskými cenami bez možnosti zpětného působení. Obousměrná vazba mezi trhy je nalezena v případě párů zemí Česká republika – Polsko, Česká republika – Maďarsko a Polsko–Maďarsko. Z hlediska transakčních nákladů je odhadnuta u většiny párů zemí jejich konstantní výše. Výjimkou je pár zemí Polsko a Rakousko, u kterého se projevují rostoucí transakční náklady v čase. Parametr trendu je statisticky významný (t-hod.= -4,25550) a dosahuje značně malé hodnoty s kladným znaménkem. Kromě Slovenska byla potvrzena integrace trhů mezi zkoumanými páry. Následující tabulka doplňuje odhadnuté dlouhodobé vztahy o páry zemí, u kterých nebyl potvrzen zákon jedné ceny.

Z hlediska směru působení zatížení  $\alpha$  jsou u jednosměrných vazeb případná kladná zatížení statisticky nevýznamná a mají tak nulový efekt v dané rovnici. Kladná zatížení u oboustranných vazeb jsou ověřena na konvergenci graficky a prostřednictvím ADF testu, jmenovitě u vztahů cen zemí ČR–Polsko, ČR–Maďarsko a Polsko–Maďarsko, u kterých je vždy jedno ze zatížení kladné (viz příloha č. 21 – graf č. 11.21/2 a tabulka č. 11.21/2). U všech kladných zatížení byla na základě ADF testu s konstantou prokázána stacionarita. Hodnoty p-value ADF testu jsou rovny 0,0479 u zatížení  $dPbarleyCZ$  vztahu CZ-PL, 0,0000 u zatížení  $dPbarleyCZ$  vztahu CZ-HU a 0,0000 u zatížení  $dPbarleyHU$  vztahu PL-HU.

**Tabulka č. 6.31 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla zamítnuta platnost zákona jedné ceny, neomezené verze VEC modelů, komodita ječmen**

Pár zemí	Dlouhodobý vztah	Zatížení $\alpha$	Celkový odhad viz příloha č.20
<b>Jednosměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>DE, AT*</b>	$PbarleyAT_{t-1} = 0,8081 - 0,0098t + 0,9060PbarleyDE_{t-1}$ [25,4070]	$\alpha_{dPbarleyAT} = -0,3285$ [-5,8410] $\alpha_{dPbarleyDE} = -0,0177$ [-0,3423]	Tabulka č. 11.20/9
<b>Obousměrná vazba mezi zkoumanými trhy</b>			
<b>CZ, AT*</b>	$PbarleyAT_{t-1} = 0,3348 - 0,0358t + 1,4145PbarleyCZ_{t-1}$ [9,8146]	$\alpha_{dPbarleyAT} = 0,0864$ [2,8941] $\alpha_{dPbarleyCZ} = 0,0806$ [4,2535]	Tabulka č. 11.20/10

Pozn. Platnost zákona jedné ceny vyhodnocena na 5 % hladině významnosti

\* Zákon jedné ceny neplatí na 5 % hladině významnosti, avšak v případě 1% hladiny významnosti nemohl být zamítnut.

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

U párů zemí Německo–Rakousko a Česká republika – Rakousko není potvrzena platnost zákona jedné ceny na 5% hladině významnosti, avšak s přísnější hladinou významnosti již nelze platnost zákona zamítnout. V obou případech je trend v dlouhodobém vztahu na

základě LR testu statisticky významný. Odhadnutý parametr trendu má záporné znaménko. Pokles transakčních nákladů v čase může být způsoben technologickým pokrokem, lepším řízením přepravy zboží atd. V případě odhadnuté rovnice cen ječmene Německa a Rakouska je zatížení kointegračního vektoru statisticky nevýznamné. T-hodnota zatížení dosahuje pouze hodnoty 0,34 v absolutním vyjádření. Nevýznamnost zatížení značí jednosměrnou vazbu mezi trhy, kde rakouské ceny jsou ovlivňovány cenami německými, ale nemají možnost zpětně ovlivnit ceny německé. Pokud vzroste cena na německém trhu o 1 EUR/100 kg, rakouské ceny ječmene vzrostou o 0,9 EUR/100kg. Daný parametr je velmi blízký jedné. V případě cen českého a rakouského trhu je detekována vazba simultánní, kdy obě proměnné cen zemí jsou v pozici endogenních proměnných. V případě nárůstu českých cen o 1 EUR/100kg dojde k nárůstu rakouských cen o 1,41 EUR/100kg. Zároveň v případě navýšení cen v Rakousku o 1 EUR/100kg vzroste cena v ČR o 0,71 EUR/100kg.

Kladná zatížení u vztahu České republiky a Rakouska není nutné ověřovat, neboť znaménka jsou dána pouze uvalenou normalizací. V případě odhadu modelu s opačnou normalizací, tj. normalizace proměnné českých cen, jsou obě zatížení záporná. Opačná normalizace je možná, jelikož mezi trhy existuje obousměrná vazba.

Aby mohla být analyzována integrace v širším kontextu, jsou páry zemí rozšiřovány o další země a testovány na existenci kointegrace. Jako první vztah je zkoumána trojice zemí Česká republika, Německo a Polsko, u kterých byla prokázána platnost zákona jedné ceny v rámci párového porovnání. Při odhadu informačních kritérií, pro určení adekvátního zpoždění, SIC kritérium navrhuje 2 zpoždění, H-Q kritérium 5 zpoždění a AIC kritérium 6 zpoždění. Při testování významnosti trendů byla u všech VAR modelů s danými zpožděními vybrána varianta s trendem (příloha č. 22, tab. č. 11.22/1). Ve výsledku je pro test kointegrace vybráno 6 zpoždění, jelikož model VAR(6) dosahuje nejlepších výsledků testů autokorelace různých řádů (příloha č. 22, tab. č. 11.22/2). Výsledky testování kointegrace jsou zobrazeny v následující tabulce č. 6.32.



Tabulka č. 6.32 – Testování kointegrace pro trojici zemí CZ, PL, DE komodita ječmen

Varianta VECM:	2		3		4	
Data Trend:	žádný		lineární		lineární	
Dlouhodobý vztah:	konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend	
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	38,2394	0,0227	37,2764	0,0057	47,7759	0,0151
Maximálně 1	16,8814	0,1370	16,4564	0,0357	26,9546	0,0366
Maximálně 2	2,8097	0,6169	2,4160	0,1201	7,9924	0,2523
Výsledný počet koint. vektorů	1		2		2	

Pozn.: Johansenův test pro 6 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 5 zpoždění pro diference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Kointegrace trojice zemí ČR, Německo a Polsko je potvrzena v rámci třetí a čtvrté varianty. Uvedená trojice je rozšířena o časovou řadu cen ječmene v Rakousku, jelikož daná země je nejbližší soused uvedených trhů. Výsledné zpoždění pro test kointegrace je rovno 10 a bylo určeno AIC kritériem. Daný model VAR(10) se statisticky významným trendem dosahuje nejlepších výsledků testů autokorelace (příloha č. 22, tab. č. 11.22/3 a č. 11.22/4). Výsledky testu kointegrace jsou zobrazeny v tabulce č. 6.33.

Tabulka č. 6.33 – Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, AT, komodita ječmen

Varianta VECM:	2		3		4	
Data Trend:	žádný		lineární		lineární	
Dlouhodobý vztah:	konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend	
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	75,3251	0,0002	72,1098	0,0001	84,8960	0,0003
Maximálně 1	27,8318	0,2489	24,6306	0,1751	36,6801	0,1826
Maximálně 2	13,5681	0,3202	11,0664	0,2075	16,4158	0,4596
Maximálně 3	3,0030	0,5801	0,5330	0,4653	5,8726	0,4767
Výsledný počet koint. vektorů	1		1		1	

Pozn.: Johansenův test pro 6 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 5 zpoždění pro diference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Hypotéza o integraci mezinárodního trhu zemí ČR, Polska, Německa a Rakouska na trhu ječmene je zamítnuta, poněvadž nebyly potvrzeny tři kointegrační vektory. Rakousko je integrováno s určitými zeměmi pouze párově.

Jelikož kointegrace předchozí trojice trhů byla potvrzena, je trojice rozšířena o maďarský trh. Johansenův test (viz tabulka č. 6.34) je proveden pro ceny ječmene ČR,

Německa, Polska a Maďarska, a to na základě 6 zpoždění ve VAR prostoru, určených AIC kritériem. Modely s 2 zpožděními dle SIC kritéria a 3 zpožděními dle H-Q kritéria vykazovaly horší výsledky testů autokorelace (viz příloha č. 22, tabulka č. 11.22/5 a č. 11.22/6).

**Tabulka č. 6.34 – Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, HU, komodita ječmen**

Varianta:	2		3		4	
Data Trend:	žádný		lineární		lineární	
Dlouhodobý vztah:	konstanta žádný trend		konstanta žádný trend		konstanta trend	
H <sub>0</sub> : Počet koint.vektorů	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value	Trace Stat.	P-value
Žádný	67,2013	0,0022	66,1282	0,0004	78,0537	0,0021
Maximálně 1	39,3574	0,0168	38,9825	0,0033	48,4243	0,0128
Maximálně 2	17,0927	0,1291	16,7288	0,0324	25,0915	0,0623
Maximálně 3	2,7145	0,6353	2,3507	0,1252	7,5898	0,2870
Výsledný počet koint. vektorů	2		3		2*	

Pozn.: Johansenův test pro 6 zpoždění ve VAR modelu, v EViews: 5 zpoždění pro difference, počet kointegračních vektorů vyhodnocen na 5% hladině významnosti

\* v daném případě navýšení kointegračních vektorů na 10% hladině významnosti

**Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Integrace všech čtyř trhů je potvrzena v případě třetí varianty Johansenova testu. Tři kointegrační vektory jsou nalezeny taktéž v rámci čtvrté varianty VEC modelu při uvážení 10% hladiny významnosti. Pro vyhodnocení, která varianta nejlépe vystihuje danou strukturu trhu, je využito LR testu. Nejdříve je zkoumáno, zda odhad tří kointegračních vektorů v rámci čtvrté varianty poskytuje statisticky významnou informaci oproti variantě pouze se dvěma kointegračními vektory. Logaritmus pravděpodobnosti modelu se třemi kointegračními vektory dosahuje hodnoty -695,27. V případě dvou kointegračních vektorů je logaritmus pravděpodobnosti roven -704,02. Testová LR statistika činí 17,50. Při porovnání s kritickou hodnotou  $\chi^2_{0,05}(6)=12,59$ , resp.  $\chi^2_{0,01}(6)=16,81$ , je nulová hypotéza o nevýznamnosti třetí kointegrační rovnice zamítnuta. Pro další testování je vybrán model se třemi kointegračními vektory. V druhém kroku je testována statistická významnost dodatečného trendu v dlouhodobém vztahu varianty 4 (log-likelihood = -695,27) vůči variantě 3 (log-likelihood= -698,61), obě se třemi kointegračními vektory. Testová LR statistika je rovna 6,67 a nepřekračuje kritické hodnoty  $\chi^2_{0,05}(3)=7,81$  či  $\chi^2_{0,01}(3)=11,34$ . Nulovou hypotézu o nevýznamnosti trendu nelze zamítnout. Adekvátním modelem pro daný vztah je varianta 3 s konstantami v dlouhodobém i krátkodobém vztahu. Odhad

dlouhodobého vztahu v rámci softwaru s automatickou přednastavenou normalizací a identifikací jednotlivých rovnic je uveden v tabulce č. 6.35.

**Tabulka č. 6.35 – Výstup VEC modelu, varianta 3, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Polsko, Maďarsko, komodita ječmen**

CZ, PL, DE, HU				
Dlouhodobé vztahy:				
	CointEq1	CointEq2	CointEq3	
PBARLEYCZ(-1)	1	0	0	
PBARLEYPL(-1)	0	1	0	
PBARLEYHU(-1)	0	0	1	
PBARLEYDE(-1)	-0,8372 [-9,78706]	-1,0398 [-8,84262]	-0,7573 [-6,36553]	
C	0,1903	-0,6376	-2,0430	
Krátkodobý vztah:				
Zatížení alfa:	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
CointEq1	-0,1402 [-4,51647]	-0,0205 [-0,43775]	-0,2017 [-1,94514]	-0,0705 [-1,55812]
CointEq2	0,0195 [ 0,77477]	-0,1047 [-2,76148]	0,2568 [ 3,05605]	0,0362 [ 0,98698]
CointEq3	0,0609 [ 2,64021]	0,0250 [ 0,71781]	-0,2527 [-3,27877]	0,0227 [ 0,67401]
Základní statistiky pro jednotlivé rovnice				
	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
R-squared	0,6249	0,4949	0,3495	0,3628
Adj. R-squared	0,5770	0,4303	0,2663	0,2814
Log likelihood	-79,9239	-163,6526	-326,0184	-156,7279
Akaike AIC	1,0189	1,8397	3,4316	1,7718
Schwarz SC	1,4092	2,2301	3,82192	2,1622
Základní statistiky pro model jako celku				
Log likelihood = -698,6118	Akaike AIC = 7,9080		Schwarz SC = 9,6646	

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Z výsledků odhadu je patrná exogenita německých cen vyplývající z nevýznamnosti zatížení  $\alpha$  u všech kointegračních rovnic. Odhadnuté parametry cen ječmene v Německu v jednotlivých dlouhodobých vztazích jsou blízké jedné, avšak software provedl automatickou normalizaci a identifikaci rovnic. Model odhadnutý v neomezené verzi pouze s normalizací je uveden v následující tabulce č. 6.36.

Tabulka č. 6.36 – Výstup VEC modelu, neomezená verze modelu, varianta 3, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Polsko, Maďarsko, komodita ječmen

CZ, PL, DE, HU				
Dlouhodobé vztahy:				
	CointEq1	CointEq2	CointEq3	
PBARLEYCZ(-1)	1	-0,3827	-0,2279	
PBARLEYPL(-1)	-0,3279	1	-0,2830	
PBARLEYHU(-1)	-0,2389	-0,3462	1	
PBARLEYDE(-1)	-0,3154	-0,4571	-0,2722	
C	0,8874	-0,0032	-1,9059	
Krátkodobý vztah:				
Zatížení alfa:	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
CointEq1	-0,1447 [-4,14027]	-0,0871 [-1,65410]	-0,2214 [-1,89610]	-0,0586 [-1,15009]
CointEq2	-0,0227 [-0,79033]	-0,1464 [-3,37713]	0,1083 [ 1,12684]	0,0215 [ 0,51354]
CointEq3	0,0185 [ 0,85407]	-0,0465 [-1,42759]	-0,2681 [-3,70948]	0,0161 [ 0,51140]
Základní statistiky pro jednotlivé rovnice				
	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
R-squared	0,57705	0,4303	0,2663	0,2814
Adj, R-squared	26,1490	59,4229	291,9264	55,5227
Log likelihood	1,0189	1,8397	3,4316	1,7718
Akaike AIC	1,4092	2,2301	3,8219	2,1622
Schwarz SC	0,0659	0,0580	0,0718	0,0572
Základní statistiky pro model jako celku				
Log likelihood = -698,6118		Akaike AIC = 7,9080		Schwarz SC = 9,6646

Pozn.: t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7

Odhadnuté parametry v dlouhodobých vztazích nejsou směrodatné, jelikož nebyla provedena identifikace rovnice. Jelikož se trhy vzájemně ovlivňují, nejsou dané vektory v modelu jednoznačně určeny. V rámci odhadů bylo testováno, zda jsou všechny země závislé pouze na cenách německého trhu, ale hypotéza byla zamítnuta na základě LR testu. Trhy se vzájemně ovlivňují a z párového porovnání je známo, že mezi trhy platí zákon jedné ceny. Z neomezené verze odhadu vyplývá, že ceny německého trhu jsou nezávislé na ostatních trzích, neboť působí exogenně ve všech kointegračních vektorech. V případě rovnice modelující české ceny ječmene je zatížení významné pouze pro první kointegrační vektor, ve kterém je normalizace uvalena na Českou republiku. Obdobně ostatní rovnice Polska a Maďarska mají významné zatížení pouze té kointegrační rovnice, u které byl daný stát normalizován. Pro podrobnější vyhodnocení je zapotřebí analyzovat množstevní informaci. Souhrnné výsledky jsou následně uvedeny v kapitole č. 7.

## 6.2 Analýza vývozu vybraných komodit – druhá rovnice modelu

Tato kapitola obsahuje výsledky odhadů týkající se první rovnice modelu (M1), ve které je zkoumán dopad jednotlivých faktorů včetně cenových rozdílů na vývoz. Proměnné použité pro odhad první rovnice modelu (M1) pro jednotlivé komodity a jejich deklarace jsou uvedeny v následující podkapitole. Před vlastním modelováním obchodního toku mezi zeměmi je zapotřebí vygenerovat proměnnou difference cen, jež bude očištěna o transakční náklady. Výstupy související s touto proměnnou jsou uvedeny v kapitole č. 6.2.2 pro pšenici a 6.2.4 pro ječmen. Následující kapitoly č. 6.2.3 a 6.2.5 obsahují výsledky odhadu rozšířené gravitační rovnice o cenovou informaci.

### 6.2.1 Proměnné druhé rovnice modelu

V rámci analýzy vývozu vybraných komodit jsou využita panelová data pokrývající období od třetího čtvrtletí roku 1995 do čtvrtého čtvrtletí 2012 pro průřezové jednotky Česká republika (CZ), Německo (DE), Rakousko (AT), Slovensko (SK), Polsko (PL) a Maďarsko (HU). Pro odhad modelu je využito následující označení proměnných (viz tabulka č. 6.37). Výsledná specifikace modelu byla vybrána na základě ekonomické a statistické verifikace.

Tabulka č. 6.37 – Deklarace proměnných druhé rovnice modelu a zdroj dat

Proměnná	Popis	Jednotky	Zdroj
$Barley\_EXPORT_{ijt}$	Vývoz ječmene nemletého z České republiky (země $i$ ) do dovozní země $j$	tuny	Český statistický úřad
$Wheat\_EXPORT_{ijt}$	Vývoz pšenice tvrdé, nemleté z České republiky (země $i$ ) do dovozní země $j$	tuny	Český statistický úřad
$GDP_{it}$	Reálná hodnota HDP vývozní země (ČR) v čase $t$ , sezónně očištěno	mil. EUR	EUROSTAT + vlastní očištění
$GDP_{jt}$	Reálná hodnota HDP dovozní země $j$ v čase $t$ , sezónně očištěno	mil. EUR	EUROSTAT + vlastní očištění
$GDPcap_{it}$	Reálná hodnota HDP na obyvatele země $i$ v čase $t$ , sezónně očištěno	EUR	EUROSTAT + vlastní očištění
$GDPcap_{jt}$	Reálná hodnota HDP na obyvatele země $j$ v čase $t$ , sezónně očištěno	EUR	EUROSTAT + vlastní očištění
$POP_{it}$	Velikost populace vývozní země (ČR) v čase $t$ , (roční data převedena na čtvrtletní)	mil. osob	EUROSTAT
$POP_{jt}$	Velikost populace dovozní země $j$ v čase $t$ , (roční data převedena na čtvrtletní)	mil. osob	EUROSTAT

Pozn. pokračování na další straně

Tabulka č. 6.37 (pokračování) – Deklarace proměnných druhé rovnice modelu a zdroj dat

Proměnná	Popis	Jednotky	Zdroj
$ExRATE_t$	Průměrný čtvrtletní kurz koruny vůči euru v čase $t$	EUR/CZ	EUROSTAT
$EU_M$	Dummy proměnná rovna jedné, pokud pouze dovozní země je členem EU	x	x
$EU_2$	Dummy proměnná rovna jedné, pokud jsou obě země členy EU	x	x
$WhYIELDSit^*$	Výnosy pšenice ve vývozní zemi (ČR) v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	100kg/ha	EUROSTAT
$WhYIELDSjt^*$	Výnosy pšenice v dovozní zemi $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	100kg/ha	EUROSTAT
$WhHARVESTit^*$	Velikost sklizně pšenice ve vývozní zemi (ČR) v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 tun	EUROSTAT
$WhHARVESTjt^*$	Velikost sklizně pšenice v dovozní zemi $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 tun	EUROSTAT
$WhAREAIT^*$	Velikost oseté plochy pšenice vývozní země (ČR) v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 ha	EUROSTAT
$WhAREAJt^*$	Velikost oseté plochy pšenice dovozní země $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 ha	EUROSTAT
$BaYIELDSit^*$	Výnosy ječmene ve vývozní zemi (ČR) v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	100kg/ha	EUROSTAT
$BaYIELDSjt^*$	Výnosy ječmene v dovozní zemi $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	100kg/ha	EUROSTAT
$BaHARVESTit^*$	Velikost sklizně ječmene ve vývozní zemi (ČR) v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 tun	EUROSTAT
$BaHARVESTjt^*$	Velikost sklizně ječmene v dovozní zemi $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 tun	EUROSTAT
$BaAREAIT^*$	Velikost oseté plochy ječmene vývozní země (ČR) zpožděné v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 ha	EUROSTAT
$BaAREAJt^*$	Velikost oseté plochy ječmene dovozní země $j$ v čase $t^*$ (zpoždění viz metodika práce)	1000 ha	EUROSTAT
$Wheat\_AdjDifPrice$	Diference/rozdíl cen pšenice obchodního páru zemí očištěná o transakční náklady, tzv. očištěná diference cen pšenice	EUR/100 kg	viz kapitola č. 6.2.2
$Barley\_AdjDifPrice$	Diference/rozdíl cen ječmene obchodního páru zemí očištěná o transakční náklady, tzv. očištěná diference cen ječmene	EUR/100 kg	viz kapitola č. 6.2.4

Pozn. všechny časové řady jsou sezónně očištěny

Zdroj: data z jednotlivých statistických úřadů

U všech proměnných reálného HDP a HDP na obyvatele byla detekována statisticky významná sezónnost na 5% hladině významnosti (viz příloha č. 14, tabulka č. 11.14/2). Sezónnost HDP zemí byla očištěna ve většině případů prostřednictvím stabilních sezónních faktorů. Výjimkou jsou proměnné reálného HDP Slovenska a HDP Maďarska, u kterých byly využity proměnlivé sezónní faktory z důvodu prokázání proměnlivé sezónnosti na 5% hladině významnosti. Sezónnost časových řad HDP na obyvatele byla detekována na základě F-testu a neparametrického testu Kruskal-Walis. Časové řady byly očištěny na základě stabilních sezónních faktorů.

Závislou proměnnou druhé rovnice modelu je vývoz pšenice, resp. ječmene z České republiky do vybraných pěti středoevropských zemí. Základní statistiky proměnné vývozu pšenice jsou uvedeny v tabulce č. 6.38.

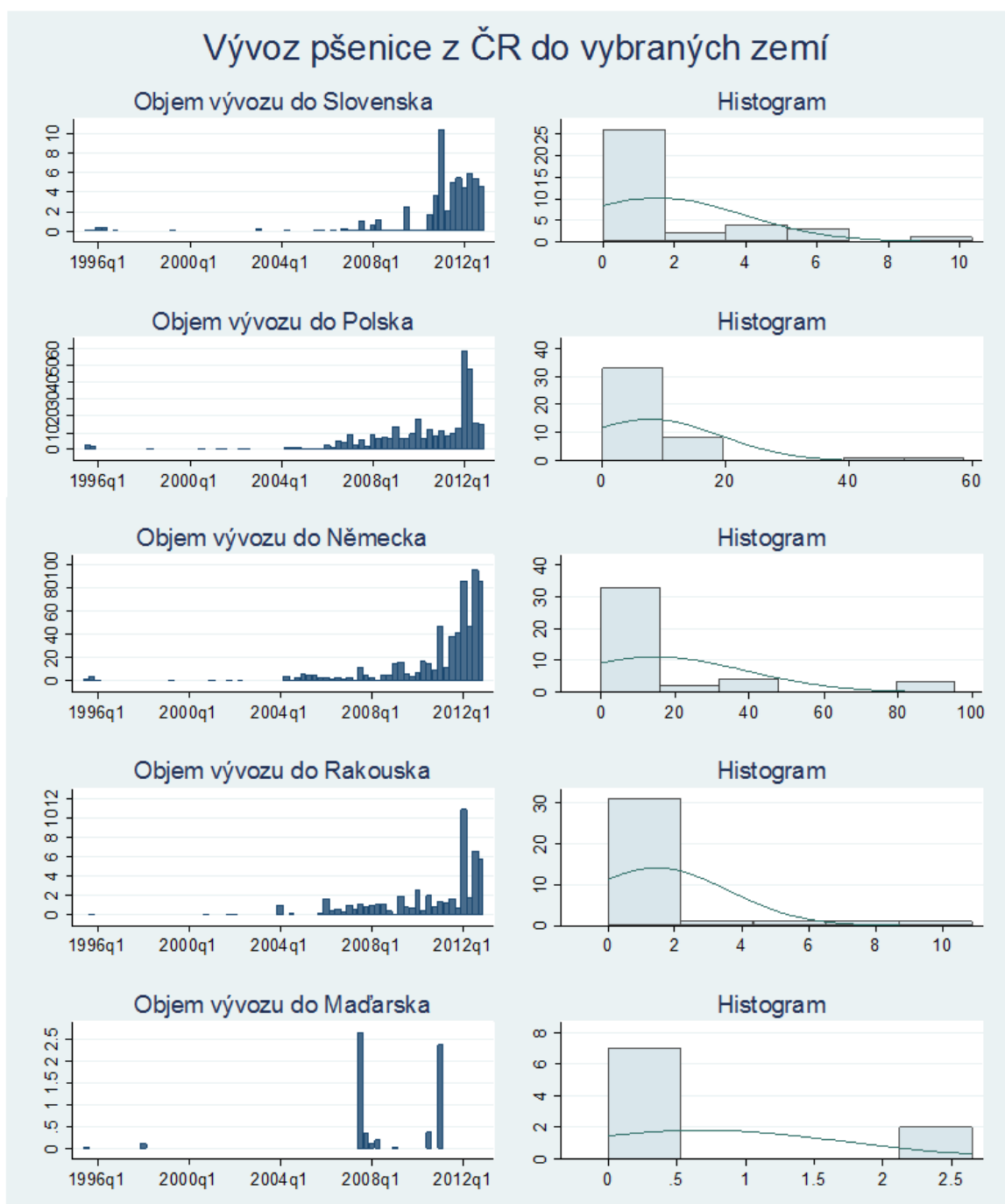
**Tabulka č. 6.38 – Základní popisné statistiky vývozu pšenice v tunách, období 1995q3-2012q4**

Proměnná vývozu pšenice z České republiky v tunách							
Dovozní země	Počet. poz.	Chybějící poz.	Průměr	Výb. směr. odchylka	Min	Max	Medián
Slovensko	36	34	1 528,932	2 437,251	0,010	10 349,86	143,188
Polsko	43	27	7 780,701	11 328,8	65,950	58 635,28	5 888,40
Německo	42	28	14 750,25	24 241,66	0,400	95 366,53	4 753,81
Rakousko	35	35	1 442,575	2 162,419	1,000	10 883,9	858,35
Maďarsko	9	61	682,6295	1 046,239	0,003	2 650,099	191,43
Celkem	165	185	6 459,128	14 583,32	0,003	95 366, 53	1 641,35

*Zdroj:* vlastní výpočty, STATA ver. 11

Ze základních statistik je patrné, že pšenice byla ve sledovaném období v průměru nejvíce vyvážena do Německa. Značný rozdíl mezi mediánem a průměrem svědčí o existenci odlehlých hodnot vývozu. Obdobně je tomu i u ostatních zemí, kde průměr je nadhodnocen vysokými vývozy v určitých obdobích. Druhým významným obchodním partnerem na trhu pšenice je Polsko, u které je sice průměrný vývoz nižší v porovnání s Německem, avšak medián je vyšší. Nejméně vyvážela Česká republika pšenici do Maďarska, což je patrné dle nízké průměrné i mediánové hodnoty. U všech zemí je dále patrná vysoká směrodatná odchylka, která značí vysokou rozkolísanost vývozu. Vývoj vývozu pšenice z ČR do jednotlivých zemí včetně histogramu je zobrazen v grafu č. 6.3.

Graf č. 6.3 – Vývoz pšenice z ČR do vybraných středoevropských zemí, období: 1995q3 – 2012q4, jednotky: tisíc tun



**Zdroj:** ČSÚ, databáze zahraničního obchodu

Následující tabulka č. 6.39 obsahuje základní popisné statistiky vývozu ječmene ve sledovaném období.



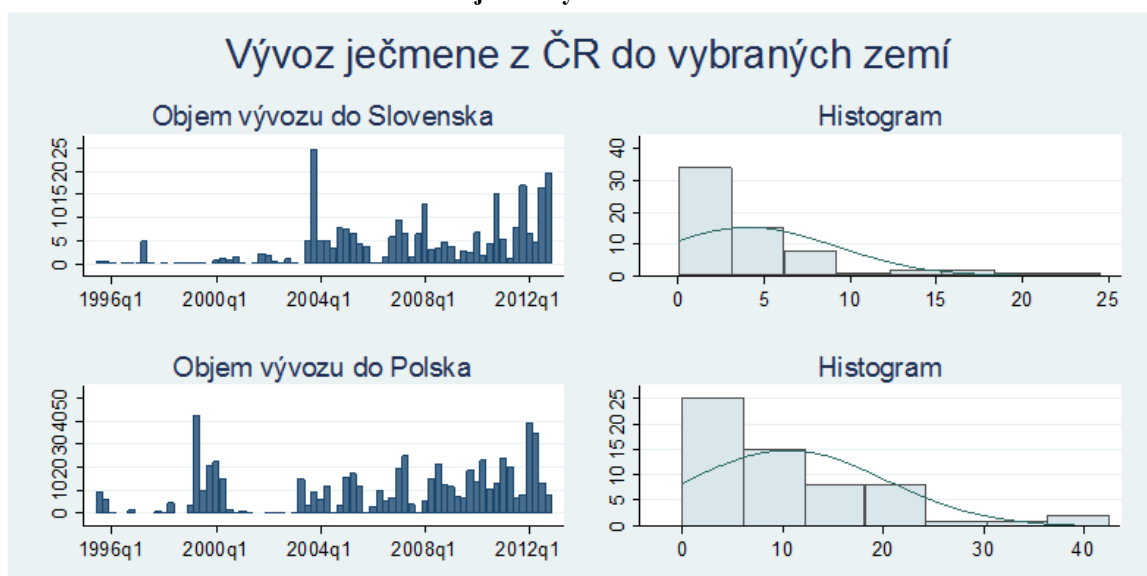
Tabulka č. 6.39 – Základní popisné statistiky vývozu ječmene v tunách, období: 1995q3-2012q4,

Proměnná vývozu ječmene z České republiky v tunách							
Dovozní země	Počet. poz.	Chybějící poz.	Průměr	Výb. směr. odchylka	Min	Max	Medián
Slovensko	64	6	4 050,104	5 176,447	6,202	24 499	2 334,73
Polsko	60	10	10 455,120	9 806,756	0,014	42 485,64	8 140,05
Německo	64	6	26 368,300	25 058,960	0,017	112 495,90	23 198,71
Rakousko	49	21	5 663,018	47 96,644	0,003	17 778,13	5 716,69
Maďarsko	29	41	1 714,360	4 465,185	0,003	22 055,28	18
Celkem	266	84	10 907,1	16 334,32	0,003	112 495,9	4930,43

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Německo, Polsko a Slovensko jsou země s nejčetnějším dovozem ječmene z České republiky. V případě komodity ječmene největší objem byl v průměru vyvezen do Německa. Medián se oproti komoditě pšenice neliší příliš od průměru. Polsko opět zaujímá druhé pořadí z hlediska velikosti průměrného vývozu. Medián je lehce nižší než průměrná hodnota. Nejnižší vývoz ječmene se vyskytuje u maďarského trhu. Zde je i patrný značný rozdíl mezi mediánem a průměrem, který nasvědčuje vysokou odlehlou hodnotu ve vývozu do dané země. Objem vývozu ječmene pro jednotlivé země je zobrazen v grafu č. 6.4.

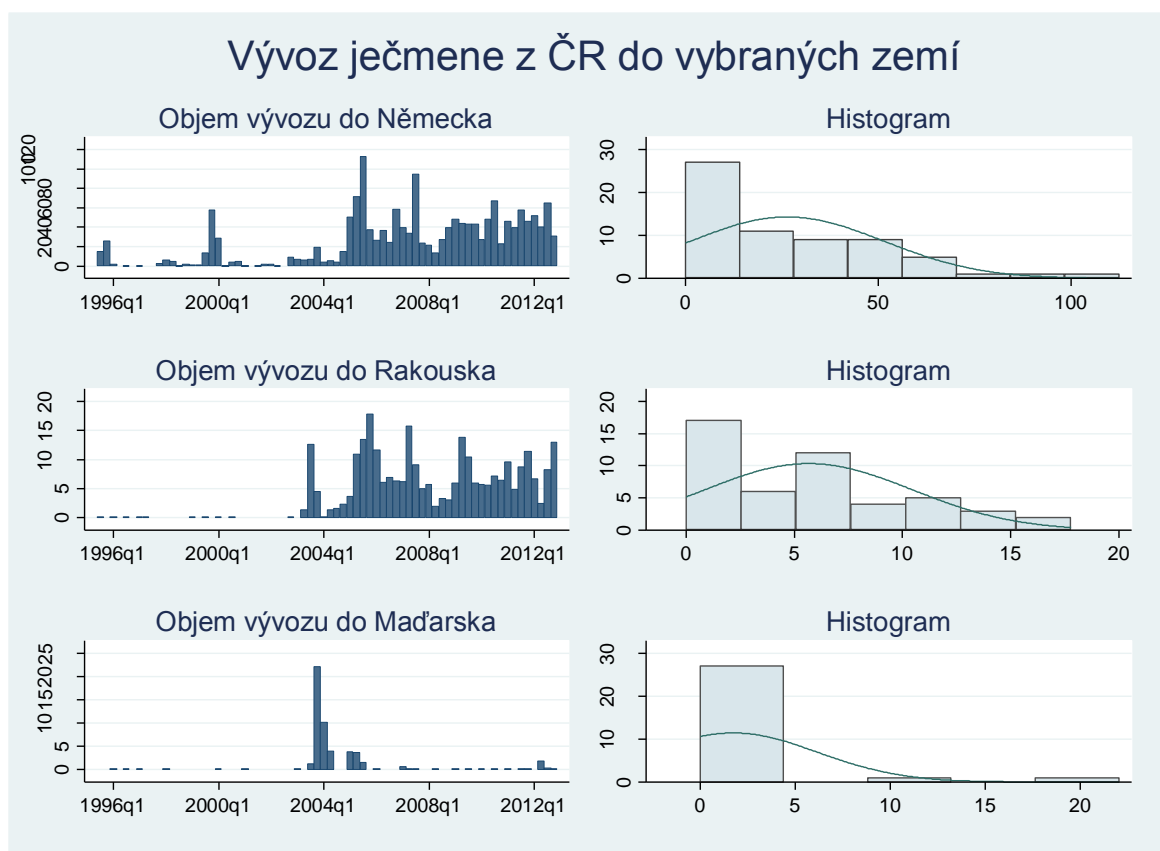
Graf č. 6.4 – Vývoz ječmene z ČR do vybraných středoevropských zemí, období: 1995q3-2012q4, jednotky: tisíce tun



Pozn.: Pokračování na další straně

Zdroj: ČSÚ, databáze zahraničního obchodu

**Graf č. 6.4 (pokračování) – Vývoz ječmene z ČR do vybraných středoevropských zemí, období: 1995q3-2012q4, jednotky: tisíce tun**



**Zdroj:** ČSÚ, databáze zahraničního obchodu

Chybějící pozorování představují neuskutečnění obchodu mezi zeměmi v určitém období. Neuskutečňovaný vývoz může být způsobem některou z vysvětlujících proměnných (např. neúrodou, nepříznivým vývojem cen, nízkou poptávkou atd.), avšak s nulovými hodnotami nelze pracovat v rámci logaritmické transformace. Nulová pozorování mohou být transformována na nízké hodnoty menší než nula, jako jsou  $1e-4$  či  $1e-10$  a logaritmy mohou být použity. Problémem této specifikace je, že výsledky odhadnutých parametrů jsou velmi citlivé na stanovení velikosti diskutovaných hodnot a zvyšuje se riziko získání zavádějících výsledků. Z tohoto důvodu je s nulovými vývozy zacházeno jako s chybějícími pozorováními. Odhad je proveden na nevyváženém panelu.

### 6.2.2 Tvorba proměnné očištěné difference cen, komodita pšenice

Pomocné regrese jsou odhadnuty na základě čtvrtletních cen daných komodit. Cena pšenice v dovozní zemi je modelována v závislosti na ceně pšenice v České republice, jelikož datová základna obsahuje jednosměrný vývoz České republiky do ostatních analyzovaných zemí. Z předchozí analýzy cenových vztahů je známo, že některé vztahy obsahují nejen konstantní transakční náklady ale i náklady s trendovým chováním, proto je zapotřebí vzít v potaz při odhadu pomocných regresí situace, ve kterých:

- a) transakční náklady existují v konstantní výši, tj.  $TR = c$  kde  $c \in R_{++}$ , odhad této varianty je označen jako OLS1,
- b) transakční náklady existují a mění se v průběhu času, tj.  $TR = fce(time)$ , odhad této varianty je označen jako OLS2.

Následné vyhodnocení statistické významnosti trendů v pomocných regresích slouží k určení vhodného modelu pro odčerpání transakčních nákladů. Aby vyhodnocení významnosti trendu v pomocné regresi nebylo zkresleno autokorelací, jsou všechny odhady provedeny na základě robustních chyb. Výsledky pomocných regresí jsou uvedeny v tabulce č. 6.40 a č. 6.41. Tabulka č. 6.40 obsahuje modely sloužící pro vyjádření očištěné difference cen mezi Českou republikou a Slovenskem a Českou republikou a Polskem. V tabulce č. 6.41 jsou obsaženy výsledky odhadu parametrů pro zbývající dvě země, jmenovitě Německo a Rakousko. Vývoz pšenice do Maďarska je dostupný pouze v 9 obdobích ze 70 analyzovaných, a proto je vývoz do Maďarska vyřazen z odhadu druhé rovnice modelu z důvodu nedostatečného množství pozorování. Proměnná difference ceny není tudíž generována pro vztah mezi Českou republikou a Maďarskem. Proměnná *time* v modelech představuje časový vektor.

**Tabulka č. 6.40 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, první část, komodita pšenice**

Vztah CZ, SK			Vztah CZ, PL		
Závislá proměnná: PqwheatSK			Závislá proměnná: PqwheatPL		
Odhad:	OLS1	OLS2	Odhad:	OLS1	OLS2
PqwheatCZ	0,6981*** (-0,0213) [0,0000]	0,7586*** (0,0381) [0,0000]	PqwheatCZ	0,9939*** (0,0381) [0,0000]	1,0207*** (0,0436) [0,0000]
time		-0,0206** (0,0099) [0,0415]	time		-0,0091 (0,0117) [0,4376]
const	6,0392*** (0,3620) [0,0000]	5,9900*** (0,3480) [0,0000]	const	2,7366*** (0,5391) [0,0000]	2,715*** (0,5249) [0,0000]
Počet poz.	70	70	Počet poz.	70	70
Log-lik.	-100	-100	Log-lik.	-130	-130
Adj. R <sup>2</sup>	0,8772	0,887	Adj. R <sup>2</sup>	0,8792	0,8785
AIC	213,8533	208,9861	AIC	262,0434	263,3973
SIC	218,3503	215,7316	SIC	266,5403	270,1427

Pozn.: Robustní odhad, standardní chyby v ( ), p-value v [ ] \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Při modelování vztahu cen České republiky a Slovenska se jako nejvhodnější model jeví model s lineárním trendem. Parametr časového vektoru je statisticky významný na 5% hladině významnosti. Pro vygenerování reziduí je využit model s trendem. V případě vztahu cen České republiky s Polskem a Německem je parametr trendu statisticky nevýznamný. V tomto případě je pro vygenerování reziduí využit model s konstantou a bez trendu. Z odhadů je taktéž patrné, že parametr cen u modelů Polska a Německa je velmi blízký jedné, což koresponduje s potvrzením zákona jedné ceny pro dané trhy v předchozích kapitolách. Mezi Slovenskem a Českou republikou nebyl v předchozí analýze prokázán zákon jedné ceny a taktéž parametr ceny Slovenska v pomocné regresi je více vzdálen od hodnoty jedna. Při porovnání výsledků pomocných regresí a modelů VEC je ale nutno brát v úvahu, že pomocné regrese nezohledňují zatížení  $\alpha$  ani krátkodobé odchylky modelu. Navíc očištěná difference cen je odhadnuta ze čtvrtletních údajů spočtených kumulací měsíčních cen. Pomocné regrese nejsou vhodné pro vyhodnocení zákona jedné ceny, avšak pro odčerpání transakčních nákladů jsou dostačující.

**Tabulka č. 6.41 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, druhá část, komodita pšenice**

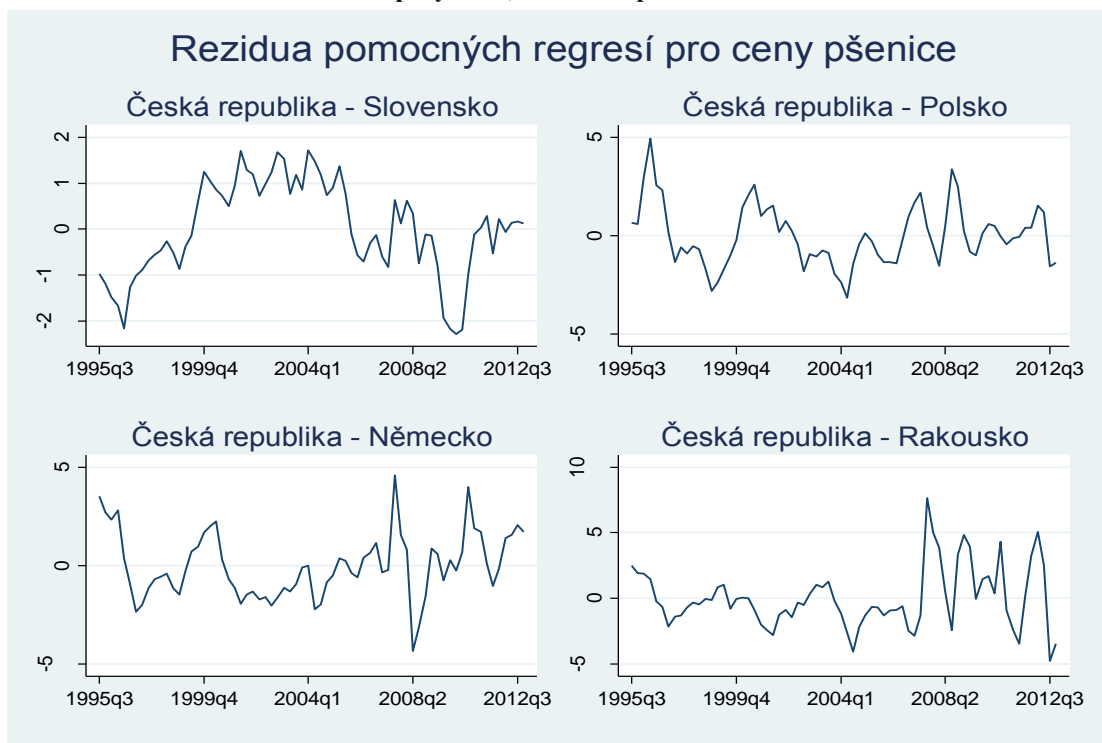
Vztah CZ, DE			Vztah CZ, AT		
Závislá proměnná: PqwheatDE			Závislá proměnná: PqwheatAT		
Odhad:	OLS1	OLS2	Odhad:	OLS1	OLS2
PqwheatCZ	1,0246*** (0,0620) [0,0000]	0,9819*** (0,0685) [0,0000]	PqwheatCZ	1,0607*** (0,0435) [0,0000]	0,9892*** (0,0454) [0,0000]
time		0,0145 (0,0119) [0,2265]	time		0,0244** (0,0115) [0,0371]
const	0,9951 (0,7637) [0,1970]	1,0300 (0,7650) [0,1828]	const	-1,2958** (0,6041) [0,0355]	-1,238** (0,5723) [0,0341]
Počet poz.	70	70	Počet poz.	70	70
Log-lik.	-130	-130	Log-lik.	-140	-140
Adj. R <sup>2</sup>	0,8673	0,868	Adj. R <sup>2</sup>	0,8576	0,8624
AIC	273,7893	274,395	AIC	284,3673	282,9508
SIC	278,2862	281,1404	SIC	288,8643	289,6963

Pozn.: Robustní odhad, standardní chyby v ( ), p-value v [ ] \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Na základě výsledků modelů uvedených v tabulce č. 6.41 je pro vztah cen mezi Českou republikou a Německem vybrán model s konstantou a bez trendu. V případě rakouských cen je zapotřebí rezidua vygenerovat z modelu s konstantou a trendem, neboť je trend statisticky významný na 5% hladině významnosti. Rezidua spočtená na základě vybraných pomocných regresí jsou zobrazena v grafu č. 6.5. Rezidua představují rozdíl mezi cenami po očištění aproximovaných transakčních nákladů neboli proměnnou  $\Delta P_{ijt}^*$ .

Graf č. 6.5 – Rezidua, resp. proměnná diference cen po odčerpání transakčních nákladů pro jednotlivé páry zemí, komodita pšenice



Zdroj: vlastní výpočty, viz tabulky č. 6.40 a č. 6.41

### 6.2.3 Odhad rozšířené gravitační rovnice - pšenice

Tato kapitola obsahuje výsledky druhé rovnice navrženého modelu, kde je vývoz pšenice modelován v závislosti na ekonomických proměnných včetně proměnné zahrnující cenovou informaci. Vývoz pšenice z České republiky do Maďarska je z odhadů vyřazen z důvodu nedostatečného množství pozorování. Rovnice vývozu tak obsahuje pouze vývoz do Německa, Rakouska, Polska a Slovenska. Při odhadu byly zkoušeny různé specifikace (viz příloha č. 2), z nichž byla vybrána ta, která dosahovala nejlepších výsledků v rámci statistické verifikace a byla v souladu s ekonomickou teorií. Modely s proměnnou HDP na obyvatele zemí mají lepší vlastnosti oproti modelům s proměnnou populace. Z produkčních proměnných byly vybrány pro odhad proměnné výnosy a velikosti osevní plochy. Před samotným odhadem modelu byla vygenerována korelační matice sloužící ke zjištění případného problému s multikolinearitou. Vysoká korelace ( $r=0,9957$ ) se vyskytuje mezi proměnnými HDP vývozní země a HDP na obyvatele vývozní země, avšak nezpůsobuje nevýznamnost daných parametrů. Oproti tomu korelace kurzu s HDP vývozní země ( $r= -0,9389$ ) a HDP na obyvatele vývozní země ( $r= -0,9281$ ) způsobovala

nevýznamnost proměnných HDP a parametr kurzu byl nadhodnocený. Z tohoto důvodu byla proměnná kurzu diferencována. Korelace mezi výnosy pšenice v ČR a velikosti osevni plochy dosahuje hodnoty  $-0,422$ . V případě korelace proměnné výnosů pšenice dovozní země a velikosti osevni plochy pšenice dovozní země je párový korelační koeficient roven  $0,238$ . Problém multikolinearity se v daném případě nevyskytuje.

Výsledná specifikace modelu obsahuje vysvětlující proměnné v logaritmické transformaci: HDP vývozní a dovozní země ( $\ln GDP_{it}$ ,  $\ln GDP_{jt}$ ), HDP na obyvatele vývozní a dovozní země ( $\ln GDPcap_{it}$ ,  $\ln GDPcap_{jt}$ ), difference kurzu ( $dif\_lnExRate_t$ ) výnosy pšenice obou zemí ( $\ln WhYIELDS_{it}$ ,  $\ln WhYIELDS_{jt}$ ), velikost oseté plochy pšenice obou zemí ( $\ln WhAREA_{it}$ ,  $\ln WhAREA_{jt}$ ). Mimo logaritmované proměnné model obsahuje očištěnou diferenci cen ( $Wheat\_AdjDifPrice$ ) a dummy proměnné vyjadřující situaci, kdy pouze vývozní země je členem EU ( $EU_M$ ) a kdy jsou obě země členem EU ( $EU_2$ ).

Pro kontrolu heterogenity byl odhadnut model fixních efektů. Významnost individuálních efektů v rámci modelu je ověřena na základě F-testu. Testová statistika  $F(3,137)$  činí  $3,32$  a p-value testu dosahuje výše  $0,0219$ . Nulová hypotéza o nulovosti fixních efektů je zamítnuta. Model fixních efektů byl následně porovnán vůči modelu náhodných efektů prostřednictvím Hausmanova testu (viz tabulka č. 6.42). Na základě tohoto testu nelze zamítnout nulovou hypotézu o existenci extra-ortogonálních podmínek uvalených v rámci RE odhadu. Model náhodných efektů je vhodným modelem pro zkoumaný vztah (odhad modelu viz tabulka č. 6.43).

**Tabulka č. 6.42 – Výsledky Hausmanova testu, závislá proměnná: vývoz pšenice**

	Parametry (b) <i>FE2var4</i>	Parametry (B) <i>RE2var4</i>	(b-B) <i>Diference</i>	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$ <i>S.E.</i>
<i>lnGDPit</i>	37,273	46,598	-9,326	1,177
<i>lnGDPjt</i>	-14,252	2,025	-16,277	12,457
<i>lnGDPcapit</i>	-40,653	-43,461	2,808	.
<i>lnGDPcapjt</i>	23,681	-0,230	23,911	12,144
<i>dif_lnExRATEt</i>	-2,121	-2,947	0,826	.
<i>EUM</i>	-4,994	-2,803	-2,191	0,746
<i>EU2</i>	-1,482	-0,644	-0,838	0,155
<i>lnWhYIELDSit</i>	1,979	2,471	-0,493	1,587
<i>lnWhYIELDSjt</i>	-5,008	-5,236	0,229	2,395
<i>lnWhAREAIT</i>	0,792	1,325	-0,533	.
<i>lnWhAREAJT</i>	-0,589	-0,299	-0,290	0,090
<i>Wheat_AdjDifPrice</i>	0,061	0,049	0,012	.

b = konzistentní pod  $H_0$  a  $H_a$ ; B = nekonzistentní pod  $H_0$ , vydatný pod  $H_0$ ; Test:  $H_0$ : rozdíl mezi koef. není systematický  
 $\chi^2(12) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 9,9$ ; Prob> $\chi^2 = 0,6193$

**Zdroj:** vlastní výpočty, STATA ver. 11

Tabulka č. 6.43 – Model náhodných efektů, závislá proměnná: vývoz pšenice

Základní charakteristiky modelu					
Fixed-effects (within) regression		Number of obs =			153
Group variable:	id_pair	Number of groups =			4
R-sq: within =	0,3814	Obs per group: min =			35
between =	0,9972	avg =			38,3
overall =	0,5242	max =			42
		Wald chi2(12) =			154,24
corr(u_i, Xb) =	0 (assumed)	Prob > chi2 =			0,0000
Odhad modelu (náhodné efekty)					
Dependent variable: lnWheat_EXPORTijt					
Variables	Coef.	Std. Err.	z	p-value	
lnGDPit	46,5983	13,7324	3,39	0,0007	***
lnGDPjt	2,0251	0,3351	6,04	0,0000	***
lnGDPcapit	-43,4611	15,6094	-2,78	0,0054	***
lnGDPcapjt	-0,2300	0,6491	-0,35	0,7231	
dif_lnxRATET	-2,9469	6,7861	-0,43	0,6641	
EUM	-2,8026	0,8802	-3,18	0,0015	***
EU2	-0,6439	1,4466	-0,45	0,6563	
lnWhYIELDSit	2,4711	2,2636	1,09	0,2750	
lnWhYELDSjt	-5,2364	1,5010	-3,49	0,0005	***
lnWhAREait	1,3254	2,8472	0,47	0,6416	
lnWhAREajt	-0,2987	0,3065	-0,97	0,3297	
Wheat_AdjDifPrice	0,0491	0,0910	0,54	0,6641	
cons	-143,1004	37,1155	-3,86	0,0001	***
sigma_u	0				
sigma_e	1,9791				
rho	0	(fraction of variatce due to u_i)			

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Pro odhad modelu bylo využito celkem 153 pozorování, z toho pro každou zemi bylo dostupných minimálně 35 pozorování. Na základě Waldova testu je model statisticky významný jako celek. Ve výsledném odhadu je šest statisticky významných proměnných, jmenovitě HDP ČR, HDP dovozní země, HDP na obyvatele ČR, členství vývozní země v EU, výnosy dovozní země a konstanta, všechny na 1% hladině významnosti. U ostatních proměnných nebyl prokázán statisticky významný vliv proměnných na vývoz pšenice do analyzovaných zemí. Z hlediska ekonomické interpretace za podmínky *ceteris paribus* a verifikace lze uvést následující. Při nárůstu HDP ČR o 1% dojde k navýšení vývozu o 46,6 %. Velikost vývozu pšenice stimuluje také růst HDP dovozní země, kdy při 1%



růstu dochází k nárůstu vývozu o 2,03 %. Naopak při zvýšení koupěschopnosti populace domácí ekonomiky neboli nárůstu HDP na obyvatele ČR o 1% dojde k poklesu vývozu o 43,5 %. Směr působení parametrů je v souladu s ekonomickou teorií. Velikost parametrů HDP a HDP na obyvatele vývozní země se zdají býti dosti vysoké, což může být dáno tím, že je odhadováno na nevyváženém panelu a navíc jsou dané proměnné vzájemně korelovány. Na druhou stranu není v práci analyzován celkový vývoz ČR, ale jedná se o vývoz jedné konkrétní zemědělské komodity a tak nárůst HDP, vyjadřující růst ekonomiky jako celku může značně stimulovat vývoz komodity k potravinářskému užití. V rámci odhadů je potvrzen efekt produkční stránky. Při nárůstu výnosů v dovozní zemi o 1% dojde k poklesu vývozu o 5,23 %. Dovozní země dosahují větší soběstačnosti díky vyšší produkci, což vede ke snížení poptávky po dovozu pšenice z ČR. Efekt vstupu ČR do EU nebyl statisticky významný, tj. přechod zemí v CEFTA do EU nezpůsobil dle odhadů statisticky významnou změnu. Oproti tomu se v odhadech projevuje nižší vývoz ČR do zemí, které byly členem EU v období členství ČR v CEFTA. Toto může znamenat větší uzavření trhu členů EU oproti nečlenským zemím či upřednostňování vývozu pšenice do zemí CEFTA oproti zemím EU. Vývoz pšenice do zemí v EU v období před vstupem ČR do daného uskupení byl 2,8x nižší než v případě vývozu do zemí CEFTA. Efekt ceny je v průměru nevýznamný a nemá efekt na velikost vývozu do zkoumaných zemí.

Kromě modelů fixních a náhodných efektů lze aplikovat modely zdánlivě nesouvisejících rovnic (SUR = *Seemingly unrelated regression*), pokud datová základna poskytuje dostatečné pozorování v čase. Pro daná data lze model SUR odhadnout. Zároveň je možné v rámci modelu analyzovat dopad očištěné difference cen pro jednotlivé páry zemí. Model je však vhodný pouze v případě, pokud jsou rezidua v rámci rovnic vzájemně korelována. Při odhadu modelu a testování dané korelace byla hypotéza o korelovanosti a vhodnosti SUR modelu s hodnotou p-value 0,9079 zamítnuta.

Aby mohl být posouzen efekt rozdílu cen na jednotlivé státy, tj. zda je nevýznamný v rámci všech obchodních párů, je proměnná očištěné difference cen (*Wheat\_AdDifPrice*) rozdělena na čtyři proměnné, které obsahují očištěnou diferenci cen právě pro jednu zkoumanou zemi a pro ostatní země jsou rovny nule. Příkladem může být proměnná *P\_wh\_DE*, která obsahuje difference cen vygenerovaných na základě pomocné regrese v případě, kdy dovozní země je Německo a nulu v ostatních případech. Při odhadu modelu je dle Hausmanova testu opět vhodný model náhodných efektů (viz tabulka č. 6.44).

**Tabulka č. 6.44 – Model náhodných efektů pro analýzu dopadu očištěné difference cen, závislá proměnná: vývoz pšenice**

Základní charakteristiky modelu					
Fixed-effects (within) regression		Number of obs =		153	
Group variable:	id_pair	Number of groups =		4	
R-sq: within =	0,432	Obs per group: min =		35	
between =	0,9978	avg =		38,3	
overall =	0,5632	max =		42	
		Wald chi2(12) =		176,67	
corr(u_i, Xb) =	0 (assumed)	Prob > chi2 =		0,0000	
Odhad modelu (náhodné efekty)					
Dependent variable: lnWheat_EXPORTijt					
Variables	Coef.	Std. Err.	z	p-value	
lnGDPit	51,8691	13,5968	3,81	0,0001	***
lnGDPjt	1,7799	0,3333	5,34	0,0000	***
lnGDPcapit	-49,1498	15,5801	-3,15	0,0016	***
lnGDPcapjt	-0,5339	0,6388	-0,84	0,4033	
dif_InExRATEt	-3,7882	6,6139	-0,57	0,5668	
EUM	-2,4844	0,8678	-2,86	0,0042	***
EU2	-0,2222	1,4577	-0,15	0,8788	
lnWhYIELDSit	2,5286	2,2207	1,14	0,2549	
lnWhYIELDSjt	-3,9229	1,5087	-2,60	0,0093	***
lnWhAREAIT	1,8273	2,7916	0,65	0,5127	
lnWhAREAJT	-0,3218	0,2980	-1,08	0,2803	
P_wh_DE	0,2063	0,1867	1,10	0,2693	
P_wh_AT	-0,1083	0,1140	-0,95	0,3422	
P_wh_SK	1,0445	0,3274	3,19	0,0014	***
P_wh_PL	0,0982	0,2367	0,42	0,6781	
const	-155,6830	36,1402	-4,31	0,0000	***
sigma_u:	0				
sigma_e	1,9188				
rho	0	(fraction of variatce due to u_i)			

**Zdroj:** vlastní výpočty, STATA ver. 11

Z modifikovaného odhadu je patrné, že proměnná očištěná difference cen má dopad na mezinárodní směnu v případě vývozu na Slovensko. V případě vývozu ČR do Německa, Rakouska a Polska cenový rozdíl nepůsobí významně na velikost vývozu. Ostatní odhadnuté parametry se výrazně neliší od odhadu předchozího modelu. Průměrná absolutní odchylka parametrů logaritmovaných proměnných činí 1,36 jednotek. Z odhadu modelu vyplývá následující. Na český vývoz pšenice do analyzovaných zemí má největší vliv HDP ČR a HDP na obyvatele ČR. Samotná velikost státu a potenciální koupěschopnost domácího trhu jsou klíčové proměnné určující velikost vývozu dané komodity. Nelze ale

ani opomenout ekonomickou velikost dovozní země a produkční stránku dovozní země, jež mají taktéž statisticky významný vliv na vývoz pšenice. Nárůst HDP dovozní země stimuluje vývoz pšenice z ČR, avšak parametr je v porovnání s efektem HDP ČR velmi malý. Vyšší výnos pšenice dovozní země vede k poklesu vývozu z ČR, což je v souladu s ekonomickou teorií. Dosažené výsledky jsou diskutovány s výsledky publikací jiných autorů v kapitole č. 8.

#### 6.2.4 Tvorba proměnné očištěné difference cen, komodita ječmen

Následující tabulky zobrazují odhady pomocných regresí sloužících k očištění transakčních nákladů z rozdílu cen ječmene mezi vývozní a dovozní zemí. V odhadu OLS1 je modelována závislost ceny ječmene dovozní země na ceně ječmene ČR, kde jsou transakční náklady aproximovány konstantou. V případě odhadu OLS2 je navíc do modelu zahrnut časový vektor sloužící k podchycení trendového chování transakčních nákladů. Tabulka č. 6.45 obsahuje odhady cen dovozních zemí Slovenska, Polska a Německa. V tabulce č. 6.46 jsou zobrazeny výstupy zbývajících zemí Rakouska a Maďarska.

**Tabulka č. 6.45 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, první část, komodita ječmen**

Vztah CZ, SK			Vztah CZ, PL			Vztah CZ, DE		
Závislá proměnná: PqbarleySK			Závislá proměnná: PqbarleyPL			Závislá proměnná: PqbarleyDE		
Odhad:	OLS1	OLS2	Odhad:	OLS1	OLS2	Odhad:	OLS1	OLS2
PqbarleyCZ	0,5191*** (0,0487) [0,0000]	0,5853*** (0,0760) [0,0000]	PqbarleyCZ	1,0907*** (0,0563) [0,0000]	1,0633*** (0,0617) [0,0000]	PqbarleyCZ	0,9583*** (0,0581) [0,0000]	0,9917*** (0,0699) [0,0000]
time		-0,0183* (0,0103) [0,0814]	time		0,0076 (0,0107) [0,4831]	time		-0,0092 (0,0122) [0,4524]
const	6,8120*** (0,4836) [0,0000]	6,7690*** (0,5312) [0,0000]	const	2,4711*** (0,5831) [0,0001]	2,4890*** (0,5853) [0,0001]	const	2,7921*** (0,6311) [0,0000]	2,770*** (0,6251) [0,0000]
Počet poz.	70	70	Počet poz.	70	70	Počet poz.	70	70
Log-lik.	-110	-110	Log-lik.	-130	-130	Log-lik.	-140	-140
Adj. R <sup>2</sup>	0,7237	0,7354	Adj. R <sup>2</sup>	0,8609	0,8596	Adj. R <sup>2</sup>	0,8114	0,8099
AIC	224,4686	222,3979	AIC	268,4473	270,0859	AIC	275,7142	277,2285
SIC	228,9656	229,1434	SIC	272,9443	276,8314	SIC	280,2112	283,974

Pozn.: Robustní odhad, standardní chyby v ( ), p-value v [ ] \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

V případě modelování cen dovozních zemí Polska a Německa je trend statisticky nevýznamný a rezidua jsou vygenerována z modelů s konstantou bez trendu. V případě cen slovenských je trend významný na 10% hladině významnosti. Jelikož je jako rozhodující brána 5% hladina významnosti, rezidua jsou vygenerována taktéž z modelu s konstantou a bez trendu.

**Tabulka č. 6.46 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné diference cen, druhá část, komodita ječmen**

Vztah CZ, AT			Vztah CZ, HU		
Závislá proměnná: PqbarleyAT			Závislá proměnná: PqbarleyHU		
Odhad:	OLS1	OLS2	Odhad:	OLS1	OLS2
PqbarleyCZ	0,7613*** (0,0464) [0,0000]	0,9203*** (0,0438) [0,0000]	PqbarleyCZ	1,0073*** (0,0461) [0,0000]	0,9928*** (0,0634) [0,0000]
time		-0,0439*** (0,0086) [0,0000]	time		0,0040 (0,0140) [0,7765]
const	3,4161*** (0,5571) [0,0000]	3,3120*** (0,4772) [0,0000]	const	1,0968* (0,5511) [0,0506[	1,1060** (0,5393) [0,0441]
Počet poz.	70	70	Počet poz.	70	70
Log-lik.	-120	-120	Log-lik.	-130	-130
Adj. R <sup>2</sup>	0,7877	0,8307	Adj. R <sup>2</sup>	0,8317	0,8294
AIC	253,7982	238,9526	AIC	273,0458	274,9512
SIC	258,2952	245,6981	SIC	277,5428	281,6967

Pozn.: Robustní odhad, standardní chyby v ( ), p-value v [ ] \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Nejvhodnějším modelem pro vztah mezi cenami ČR a Rakouska je model s konstantou i s trendem. Parametr je statisticky významný na 1% hladině významnosti. Oproti tomu v případě Maďarských cen již trend významný není a tak jsou rezidua spočtena na základě modelu OLS1. Výsledná rezidua jsou zobrazena v následujícím grafu č. 6.6.

**Graf č. 6.6 – Rezidua, resp. proměnná diference cen po odčerpání transakčních nákladů pro jednotlivé páry zemí, komodita ječmen**



*Zdroj:* vlastní výpočty, viz tabulky č. 6.45 a č. 6.46

### 6.2.5 Odhad rozšířené gravitační rovnice – vývoz ječmene

Při odhadu druhé rovnice navrženého modelu byly vyzkoušeny různé specifikace modelu (viz příloha č. 2), z nichž byl vybrán model s nejlepšími výsledky ekonomické a statistické verifikace. Obdobně jako u modelování vývozu pšenice je potvrzena vysoká multikolinearita mezi logaritmovanými proměnnými směnného kurzu a HDP České republiky ( $-0,9580$ ) a taktéž mezi směnným kurzem a HDP dovozních zemí při porovnání pro jednotlivé země (s výjimkou Maďarska). Jelikož modely se směnným kurzem vedly zpravidla ke statistické nevýznamnosti proměnných HDP, byla pro odhad využita diference logaritmů směnného kurzu, která problém multikolinearity vyřešila. Multikolinearita se vyskytuje také mezi proměnnými HDP České republiky a jednotlivými HDP dovozních zemí, avšak při odhadu jsou parametry statisticky významné, a tak jsou v modelu využity původní logaritmované úrovně daných proměnných. V případě proměnných výnosů a celkové sklizně, jež byly využity jako vysvětlující proměnné, nebyla

nalezena vysoká multikolinearita. Párový korelační koeficient pro dané proměnné je v případě vývozní země roven 0,268 a v případě dovozní země roven 0,563.

Výsledná specifikace modelu fixních efektů dosahující nejlepších výsledků na základě ekonomické a statistické verifikace obsahuje vysvětlující proměnné v logaritmické transformaci: HDP vývozní a dovozní země ( $\ln GDP_{it}$ ,  $\ln GDP_{jt}$ ), populace vývozní a dovozní země ( $\ln POP_{it}$ ,  $\ln POP_{jt}$ ), výnosy ječmene vývozní a dovozní země ( $\ln BaYIELDS_{it}$ ,  $\ln BaYIELDS_{jt}$ ), velikost osevni plochy vývozní a dovozní země ( $\ln BaHARVEST_{it}$ ,  $\ln BaHARVEST_{jt}$ ). Dále je v modelu využito proměnné vyjadřující očištěnou diferenci cen ( $Barley\_AdjDifPrice$ ) a proměnné vyjadřující situaci, kdy je pouze vývozní země členem EU ( $EU_M$ ) a kdy obě země jsou členem EU ( $EU_2$ ). Odhad modelu fixních efektů pro vývoz ječmene je uveden v tabulce č. 6.47.

**Tabulka č. 6.47 – Model fixních efektů, závislá proměnná: vývoz ječmene**

Základní charakteristiky modelu					
Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	262	
Group variable:	id_pair	Number of groups	=	5	
R-sq: within	= 0,455	Obs per group: min	=	29	
between	= 0,382	avg	=	52,4	
overall	= 0,125	max	=	63	
		F(12,245)	=	17,03	
corr(u_i, Xb)	= -0,9987	Prob > F	=	0,0000	
Odhad modelu (Fixní efekty)					
Dependent variable: $\ln Barley\_EXPORT_{ijt}$					
Variables	Coef.	Std. Err.	t-stat	p-value	
$\ln GDP_{it}$	7,0092	3,7163	1,89	0,0605	*
$\ln GDP_{jt}$	7,1615	2,4564	2,92	0,0039	***
$\ln POP_{it}$	-78,9004	17,6736	-4,46	0,0000	***
$\ln POP_{jt}$	35,3399	19,1956	1,84	0,0668	*
$dif\_lnExRATE_{it}$	7,9413	5,4365	1,46	0,1454	
$EU_M$	-2,9816	0,8750	-3,41	0,0008	***
$EU_2$	-1,6213	0,9874	-1,64	0,1019	
$\ln BaYIELDS_{it}$	4,6334	2,2806	2,03	0,0433	**
$\ln BaYIELDS_{jt}$	-0,3998	2,4176	-0,17	0,8688	
$\ln BaHARVEST_{it}$	2,5696	2,1393	1,20	0,2309	
$\ln BaHARVEST_{jt}$	-1,9128	1,6939	-1,13	0,2599	
$Barley\_AdjDifPrice$	0,2290	0,1035	2,21	0,0279	**
const	-80,7336	72,7707	-1,11	0,2683	
sigma_u:	46,3833				
sigma_e	2,2162				
rho	0,9977	(fraction of variance due to u_i)			
F test that all u_i=0:		F(4, 245) =	31,05	Prob > F = 0,0000	

**Zdroj:** vlastní výpočty, STATA ver. 11

Při odhadu bylo využito 262 pozorování. Model je dle F-testu jako celek statisticky významný na 1% hladině významnosti. Korelace mezi individuálními efekty a regresory je vysoká. Rozptyl reziduální složky je ve velké míře vysvětlen na základě rozptylu fixních efektů (0,9977). Při testování nevýznamnosti individuálních efektů na základě F-testu je nulová hypotéza zamítnuta. Individuální efekty jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti a odhad sdružené průřezové regrese (PCS) metodou BMNČ by byl zavádějící.

Při interpretaci výsledků je zapotřebí brát v úvahu, že zatímco endogenní proměnná reprezentuje vývoz ječmene celkového, očištěná diference ceny představuje zástupce cen ječmene v podobě ceny ječmene krmného. Nicméně rozdíl mezi cenami sladovnického a krmného ječmene se projevuje v úrovni cen a tak změna cen v podobě růstu či poklesu v případě ječmene krmného se projevuje jak v případě cen ječmene sladovnického. Interpretace růstu ceny ve výsledku odráží změnu působící na ječmen obecně.

Při zběžném vyhodnocení výsledků odhadu modelu v tabulce č. 6.47 jsou statisticky významné parametry proměnných HDP České republiky a populace dovozní země na 10% hladině významnosti, dosažené výnosy ječmene ČR a reálný rozdíl mezi cenami dané komodity na 5% hladině významnosti a v neposlední řadě HDP dovozní země, populace ČR a dopad členství EU, v případě, kdy je pouze dovozní země členem daného uskupení na 1% hladině významnosti. K nárůstu vývozu ječmene dochází při navýšení HDP České republiky, HDP dovozní země a velikosti populace dovozní země. Oproti tomu nárůst populace ČR vede ke snížení vývozu z dané země. Z hlediska proměnných zastupujících produkční stránku dané komodity mají na mezinárodní směnu statisticky významný dopad pouze výnosy ječmene ČR, které při jejich nárůstu vedou ke zvýšení vývozu. Rozdíl mezi cenami, resp. potenciální zisk pro obchodníky, má taktéž dopad na vývoz v podobě jeho navýšení. V případě, že Česká republika není členem EU a vyváží do země, která je členem EU, dochází ke snížení daného vývozu. Výsledný směr působení daných proměnných je v souladu s ekonomickými předpoklady. Ostatní proměnné jsou statisticky nevýznamné a při zevšeobecnění výsledků nemají vliv na velikost vývozu ječmene. Adekvátnost fixních efektů je ověřena na základě Hausmanova testu (viz tabulka č. 6.48). Výsledky testů heteroskedasticity, autokorelace a korelace reziduí průřezových jednotek (neboli *contemporaneous correlation*) daného modelu jsou zobrazeny v tabulce č. 6.48.

Tabulka č. 6.48 – Testování modelu fixních efektů

Hausmanův test				Test průřezové závislosti (Contemporaneous correlation)			
H <sub>0</sub> : ortogonální podmínky uvalené v rámci RE modelu jsou platné				H <sub>0</sub> : rezidua napříč subjekty nejsou korelovaná			
Chí2-stat	27,43	Závěr:	zamítáme H <sub>0</sub>	<i>Breusch-Pagan LM test nezávislosti</i>			
P-value	0,0067	na 1% hladině význam.					
<b>Test heteroskedasticity - Modifikovaný Wald test</b>				Chí2-stat 17,091 Závěr: zamítáme H <sub>0</sub>			
H <sub>0</sub> : homoskedasticita				P-value 0,0724 na 10% hladině výz.			
Chí2-stat	24,85	Závěr:	zamítáme H <sub>0</sub>				
P-value	0,0001	na 1% hladině význam.					
<b>Test sériové korelace navržený Wooldridgenem</b>							
H <sub>0</sub> : neexistence autokorelace prvního řádu							
F-stat	16,718	Závěr:	zamítáme H <sub>0</sub>				
P-value	0,015	na 5% hladině význam.					

*Zdroj:* vlastní výpočty, STATA ver. 11

Na základě Hausmanova testu jsou fixní efekty vhodnou variantou pro modelování. Hypotéza o homoskedasticitě, resp. neexistenci sériové korelace je zamítnuta na 5% i 1% hladině významnosti. Dle Breusch-Paganova testu jsou rezidua napříč subjekty korelovaná na 10% hladině významnosti. Heteroskedasticita a autokorelace mají negativní efekt na statistické testování, proto je model opětovně odhadnut na základě Prais-Winstenovy regrese, aby byly získány robustní standardní chyby (viz tabulka č. 6.49) a statistická verifikace nebyla zavádějící.



Tabulka č. 6.49 – Robustní odhad modelu fixních efektů, závislá proměnná: vývoz ječmene

Základní charakteristiky modelu					
Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors					
Group variable:	id_pair		Number of obs =	262	
Time variable:	time		Number of groups =	5	
Panels:	heteroskedastic				
Autocorrelation:	panel-specific AR(1)		Obs per group: min =	29	
			avg =	52,4	
Wald $\chi^2(12)$ =	137,39		max =	63	
Prob > $\chi^2$ =	0,0000		R-sq. =	0,1949	
Odhad modelu (fixní efekty, robustní odhad)					
Dependent variable: lnBarley_EXPORTijt					
Variables	Coef.	Std. Err.	z	p-value	
lnGDPit	10,0783	3,62492	2,78	0,0054	***
lnGDPjt	1,5740	0,976428	1,61	0,1070	
lnPOPit	-80,2137	29,23621	-2,74	0,0061	***
lnPOPjt	0,4614	2,653858	0,17	0,8620	
dif_lnxRATEt	0,6513	4,671117	0,14	0,8891	
EUM	-3,5471	1,055351	-3,36	0,0008	***
EU2	-0,9994	1,210035	-0,83	0,4088	
lnBaYIELDSit	5,0609	3,321657	1,52	0,1276	
lnBaYIELDSjt	-0,7334	3,133261	-0,23	0,8149	
lnBaHARVESTit	-0,8653	2,756432	-0,31	0,7536	
lnBaHARVESTjt	-0,6549	2,097087	-0,31	0,7548	
Barley_AdjDifPrice	0,0412	0,127524	0,32	0,7468	
const	69,8991	74,93206	0,93	0,3509	
rhos		0,5630 0,6401	0,6307 0,4143	0,7495	

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

V daném odhadu jsou statisticky významné pouze HDP a populace České republiky a efekt EU v případě členství pouze dovozní země. Jelikož jsou všechny proměnné zastupující produkci statisticky nevýznamné, je jeden typ proměnné zastupující produkci vývozní a dovozní země vyřazen z modelu. Před vyřazením proměnných byly spočteny F-testy o statistické nevýznamnosti proměnných výnosů vývozní a dovozní země (p-val. = 0,2357) a sklizně vývozní a dovozní země (p-value = 0,8136). Proměnné sklizně byly z modelu vyřazeny (v rámci F-testu dosahují vyšší hodnoty p-value). Výsledný robustní odhad je uveden v následující tabulce č. 6.50.

**Tabulka č. 6.50 – Robustní odhad modelu fixních efektů, úprava modelu, závislá proměnná: vývoz ječmene**

Základní charakteristiky modelu						
Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors						
Group variable:	id_pair	Number of obs	=	262		
Time variable:	time	Number of groups	=	5		
Panels:	heteroskedastic					
Autocorrelation:	panel-specific AR(1)	Obs per group: min	=	29		
		avg	=	52,4		
		max	=	63		
Wald chi2(12) =	139,74	R-sq.	=	0,2938		
Prob > chi2 =	0,0000					
Odhad modelu (fixní efekty, robustní odhad)						
Dependent variable: lnBarley_EXPORTijt						
Variables	Coef.	Std. Err.	z	p-value		
lnGDPit	10,9727	3,3193	3,31	0,0009	***	
lnGDPjt	1,5589	0,7130	2,19	0,0288	**	
lnPOPit	-71,8250	27,9061	-2,57	0,0101	**	
lnPOPjt	-0,1650	0,6741	-0,24	0,8067		
dif_InExRATEt	0,8043	4,5438	0,18	0,8595		
EUM	-3,6355	0,9941	-3,66	0,0003	***	
EU2	-1,1147	1,1771	-0,95	0,3437		
lnBaYIELDSit	4,4721	2,2960	1,95	0,0514	*	
lnBaYIELDSjt	-1,2994	1,6605	-0,78	0,4339		
Barley_AdjDifPrice	0,0680	0,1240	0,55	0,5833		
const	36,1600	64,0850	0,56	0,5726		
rhos		0,5556	0,6630	0,6252	0,3630	0,8322

**Zdroj:** vlastní výpočty, STATA ver. 11

Daný model je vybrán jako finální specifikace pro verzi fixních efektů. Odhadnutý model je staticky významný jako celek na 1% hladině významnosti. Dosahuje nízkého koeficientu determinace, pouhých 29,4 %, avšak vyššího než předchozí robustní verze. Nízký koeficient je dozajista ovlivněn charakterem dat a faktem, že je v práci pracováno s nevyváženým panelem. Přesto je značně nízký.

Výsledky modelu mohou být interpretovány za podmínky *ceteris paribus* následovně. Nárůst HDP České republiky o 1% vede k nárůstu vývozu ječmene o 10,9 %. Daná proměnná je statisticky významná na 1% hladině významnosti i v rámci robustních odhadů. Taktéž navýšení HDP dovozní země vede k pozitivnímu efektu na vývoz ječmene, avšak síla působení je nižší. Při 1% změně HDP dovozní země je vývoz navýšen o 1,6 %. Tato proměnná je statisticky významná na 5% hladině významnosti. Nárůst populace České republiky má negativní efekt na vývoz v podobě jeho snížení. Daná proměnná má

největší dopad na vývoz z proměnných v modelu a je statisticky významná na 5% hladině významnosti. Odhadnutý parametr je značně vysoký. Navýšení populace o 1 % vede ke snížení vývozu o 71 %. Směr působení je ve shodě s ekonomickými předpoklady. Intenzita působení je avšak značně vysoká. V rámci interpretace je zapotřebí brát v potaz, že je modelován celkový vývoz ječmene, tj. v dané kategorii je zahrnut jak ječmen sladovnický, tak ječmen krmný. Růst populace v dovozní zemi vede k vyšší poptávce po potravinách a nápojích. Vyšší poptávka pak vede k navýšení vývozu ječmene, kde sladovnický ječmen je využit v rámci výroby piva a krmný ječmen je využit v rámci krmných směsí, které jsou zapotřebí při růstu poptávky po mase. Ve výsledku se navýšení vývozu ječmene odrazí ve větším počtu spotřebitelských produktů, ať přímým či nepřímým způsobem. Velikost parametru je zároveň ovlivněna daným typem modelu. Jak uvádí Cheng a Wall (2005), povolení heterogenity mezi obchodními páry zemí snižuje velikost odhadu příjmové elasticity obchodu, což výrazně zvyšuje absolutní hodnotu koeficientu proměnné populace. Danou intenzitu nelze jednoznačně zamítnout jako chybnou, ale je potřeba vzít v potaz její možné nadhodnocení v rámci modelu. Pokles vývozu v případě členství ČR v CEFTA a dovozní země v EU je potvrzen i v robustním odhadu. Parametr je významný na 1% hladině významnosti. Daný parametr indikuje statisticky významné utváření vnitřního bloku, kdy členství EU snižuje dovoz z nečlenské země. Zároveň daný parametr lze interpretovat jako upřednostnění vývozu ČR do zemí CEFTA v období členství v ČR v daném uskupení. Parametr proměnné členství EU obou zemí má záporné znaménko, avšak je statisticky nevýznamný, tj. nedochází ke statisticky významnému zvýšení obchodu při přechodu zemí z uskupení CEFTA do uskupení EU. Oproti původnímu modelu je očištěná diference cen ječmene v robustním odhadu statisticky nevýznamná. Další proměnné, tj. efekt populace dovozní země, změny kurzu, výnosy ječmene v dovozní zemi jsou statisticky nevýznamné a nemají dopad na vývoz ječmene.

Nevýhodnou dané specifikace fixních efektů je předpoklad shodného efektu proměnných v rámci analyzovaných trhů. Oproti tomu ale například vstup do EU mohl mít odlišný dopad na vývoz s původními zeměmi CEFTA a původními zeměmi EU. Taktéž diference cen může mít jiný vliv v rámci párů zemí s ohledem na platnost, resp. neplatnost zákona jedné ceny. Při testování korelace reziduí napříč subjekty (*contemporaneous correlation*), byla korelace potvrzena na 10% hladině významnosti. Z tohoto důvodu je odhadnut model soustavy zdánlivě nesouvisejících rovnic neboli SUR (viz tabulka č. 6.51).

Tabulka č. 6.51 – Odhad soustavy zdánlivě nesouvisejících rovnic, závislá proměnná: vývoz ječmene

Základní charakteristiky modelu					
Equation	RMSE	"R-sq"	chi2	p	
lnBarley_EXPORT_SK	0,829	0,6207	52,75	0,0000	
lnBarley_EXPORT_PL	0,525	0,6460	47,8	0,0000	
lnBarley_EXPORT_DE	0,418	0,8323	120,83	0,0000	
lnBarley_EXPORT_AT	1,395	0,8218	114,09	0,0000	
lnBarley_EXPORT_HU	1,352	0,8676	169,41	0,0000	
Odhad modelu (Seemingly unrelated regression)					
lnBarley_EXPORT:	Slovensko	Polsko	Německo	Rakousko	Maďarsko
<b>lnGDPit</b>	<b>12,339*</b> (6,536) [0,059]	<b>-8,998</b> (5,973) [0,132]	<b>0,820</b> (4,598) [0,859]	<b>18,538</b> (22,308) [0,406]	<b>29,516*</b> (16,853) [0,080]
<b>lnGDPjt</b>	<b>7,946**</b> (3,591) [0,027]	<b>16,109***</b> (3,506) [0,000]	<b>10,550*</b> (5,670) [0,063]	<b>18,341</b> (18,289) [0,316]	<b>-5,419</b> (5,782) [0,349]
<b>lnPOPit</b>	<b>-86,108**</b> (38,258) [0,024]	<b>-58,401***</b> (19,477) [0,003]	<b>-31,305</b> (49,954) [0,531]	<b>-183,152***</b> (57,139) [0,001]	<b>-453,072***</b> (53,157) [0,000]
<b>lnPOPjt</b>	<b>143,829</b> (138,448) [0,299]	<b>-132,015**</b> (53,317) [0,013]	<b>17,862</b> (135,403) [0,895]	<b>60,227</b> (100,981) [0,551]	<b>-286,970**</b> (121,924) [0,019]
<b>dif_InExRATEt</b>	<b>8,134</b> (7,669) [0,289]	<b>-6,702</b> (4,392) [0,127]	<b>0,278</b> (3,583) [0,938]	<b>2,501</b> (12,237) [0,838]	<b>20,700*</b> (11,594) [0,074]
<b>lnBaYIELDSit</b>	<b>9,901***</b> (3,016) [0,001]	<b>4,069**</b> (1,943) [0,036]	<b>3,544***</b> (1,199) [0,003]	<b>12,146*</b> (6,357) [0,056]	<b>13,567***</b> (5,097) [0,008]
<b>lnBaYIELDSjt</b>	<b>-3,321</b> (2,470) [0,179]	<b>2,409</b> (1,699) [0,156]	<b>3,810**</b> (1,645) [0,021]	<b>-7,797</b> (6,436) [0,226]	<b>-2,122</b> (3,804) [0,577]
<b>lnBaAREAit</b>	<b>11,709***</b> (3,935) [0,003]				
<b>lnBaAREAjt</b>	<b>-2,652</b> (2,585) [0,305]				
<b>EU2</b>	<b>-3,752***</b> (1,493) [0,012]	<b>-1,716</b> (1,045) [0,101]	<b>0,352</b> (0,842) [0,676]	<b>-1,614</b> (2,419) [0,505]	<b>-5,708*</b> (3,132) [0,068]
<b>Barley_AdjDifPriceijt</b>	<b>0,503**</b> (0,229) [0,028]	<b>0,479***</b> (0,111) [0,000]	<b>0,149**</b> (0,067) [0,027]	<b>-0,056</b> (0,277) [0,840]	<b>-0,306</b> (0,204) [0,133]
<b>const</b>	<b>-313,381</b> (194,542) [0,107]	<b>517,487***</b> (177,177) [0,004]	<b>-172,690</b> (680,160) [0,800]	<b>-97,311</b> (126,357) [0,441]	<b>1439,630***</b> (377,539) [0,000]

Pozn.: Standardní chyby v ( ), p-value v [ ] \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1,

Zdroj: vlastní výpočty, STATA ver. 11

Při odhadu daného modelu (tabulka č. 6.51) byl z proměnných výnosů a velikostí sklizně statisticky významný maximálně pouze jeden pár daných proměnných. Z daného důvodu je ve výsledném odhadu využita pouze proměnná výnosů zastupující produkci, a to jak pro vývozní, tak dovozní zemi. Výjimkou je vývoz z ČR na Slovensko, kde je navíc významná proměnná vyjadřující velikost osetých ploch, a proto je daná proměnná zařazena do dané rovnice. Testová statistika korelace reziduí v rámci SUR modelu Breusch-Paganův test nezávislosti dosahuje hodnoty 20,21. Nulová hypotéza o nezávislosti je zamítnuta s p-value 0,0273 na 5% hladině významnosti a vhodným modelem pro daný vztah je model SUR. Zároveň dochází ke značnému zlepšení shody modelu s daty při srovnání s modelem fixních efektů. Variabilita vývozu ječmene byla daným modelem podchycena v případě obchodu se Slovenskem z 62,1 %, s Polskem z 64,6 %, s Německem z 83,2 %, s Rakouskem z 82,2 % a Maďarskem z 86,8 %. Na základě ekonomické verifikace je zamítnuta rovnice modelující vývoz do Maďarska z důvodu nereálné intenzity odhadnutých parametrů (viz parametry populace) a v některých případech směr působení neodpovídá ekonomické teorii (př. směr působení populace dovozní země). Vyhodnocení parametrů této rovnice, které odpovídají ekonomické teorii, by proto mohlo být zavádějící. Pozornost je věnována ostatním rovnicím modelu SUR.

Odhad rovnice zkoumající mezinárodní směnu mezi ČR a Slovenskem podává následující informace. Navýšení HDP vývozní i dovozní země pozitivně působí na vývoz ječmene. HDP ČR má větší dopad z hlediska intenzity působení. Oba parametry jsou statisticky významné na 10% resp. 5% hladině významnosti. Růst HDP ČR o 1 % vede k nárůstu vývozu ječmene o 12,3 %. Při navýšení HDP dovozní země o 1 % vývoz vzroste o 7,9 %. K navýšení vývozu dochází i při růstu populace Slovenska, avšak parametr je statisticky nevýznamný. Růst populace vývozní země, tj. ČR o 1% vede k poklesu vývozu o 86 %. Daný parametr je statisticky významný na 5% hladině významnosti. Parametr je z hlediska směrů působení v souladu s ekonomickou teorií, ale jeví se jako nadhodnocený. I přes nadhodnocení parametru populace obou zemí je patrné, že mají tyto proměnné největší dopad na vývoz dané komodity. Další statisticky významnou proměnnou jsou výnosy ječmene ČR a velikost oseté plochy. Při navýšení těchto proměnných o 1 % dochází k nárůstu vývozu o 9 %, resp. 12 %. Velikost oseté plochy má větší efekt na velikost vývozu, avšak rozdíl mezi parametry není nikterak extrémní. V neposlední řadě vstup ČR do EU vedl k signifikantnímu poklesu vývozu do Slovenské republiky ve

srovnání s vývozem v rámci uskupení CEFTA. Pro vývoz ječmene bylo na základě odhadů uskupení CEFTA výhodnější z hlediska objemu vývozu než uskupení EU. Rozdíl mezi cenami je podstatnou proměnnou ovlivňující vývoz, tj. potenciální zisk motivuje obchodníky k mezinárodní směně.

V případě obchodu s Polskem jsou statisticky významné proměnné HDP dovozní země, populace vývozní i dovozní země, výnosy ječmene a rozdíl cen ječmene mezi zkoumanými trhy. Růst HDP dovozní země o 1 % vede k nárůstu vývozu o 16 %. Oproti ostatním rovnicím růst populace obou zemí vede k poklesu vývozu. U parametru populace dovozní země je logicky předpokládáno kladné znaménko, neboť vyšší populace dovozní země by měla vést k vyšší poptávce po potravinách a v důsledku k vyšší poptávce po dovozu ječmene. Nelze ale striktně říci, že záporné znaménko je chybou. Nárůst populace v Polsku mohl být v daných letech pokryt vlastní produkcí či dovozem ječmene z jiných zemí než z České republiky. Cenová informace je statisticky významná na 1% hladině významnosti. Dle odhadu růst rozdílu cen ječmene mezi trhy (tj. růst potenciálního zisku pro obchodníky) o 1 EUR/100kg vede k nárůstu vývozu o 47,9 %. Efekt přechodu obou zemí do EU je statisticky nevýznamný a tak v rámci zobecnění členství v EU nemá efekt na vývoz ječmene do Polska oproti původnímu členství v CEFTA.

V případě vývozu ječmene na německý trh se jako podstatné proměnné jeví pouze HDP dovozní země, výnosy ječmene obou zemí a potenciální možnost tvorby zisku v rámci cenových rozdílů. Růst HDP Německa o 1 % vede k nárůstu vývozu o 10,6 %. Daná proměnná je významná na 10% hladině významnosti. Jednoprocentní růst výnosů ČR vede ke zvýšení vývozu o 3,5 %. V případě interpretace parametru proměnné výnosů dovozní země výsledky vedou k závěru, že vyšší výnos ječmene v Německu vede k nárůstu dovozu pšenice do Německa. Z hlediska věcně-logického je předpokládáno opačné působení. Směr působení ale nelze striktně zamítnout, neboť navýšení výnosů v Německu může být např. využito na vývoz z Německa do jiných zemí za výhodnější ceny a pro pokrytí německé spotřeby je následně využít dovoz z ČR. Zmíněná situace je však již spekulací nad zdůvodněním kladného parametru dané proměnné. V neposlední řadě je zjištěno, že při nárůstu rozdílu cen zemí o 1 EUR/100kg, tj. potenciální zisk vzroste o 1 EUR/100kg, vývoz vzroste o 14,9 %. Efekt vstupu ČR do EU na vývoz dané komodity je kladný, avšak parametr je statisticky nevýznamný.

U vývozu ječmene do Rakouska je statisticky významná pouze proměnná populace a proměnná výnosů ČR. Růst populace ČR vede k poklesu vývozu, což je v souladu s ekonomickou teorií, ale intenzita působení je značně velká. Nárůst výnosů o 1 % vede k navýšení celkového vývozu o 12%. Ostatní proměnné jsou nevýznamné, což je s vysokou pravděpodobností způsobeno vysokou multikolinearitou v rámci proměnných HDP a populace obou zemí. Odhad dané rovnice prostřednictvím diferencí ale způsobuje nevýznamnost a nelogičnost v rámci ekonomické teorie. Pokud je opomenuta nevýznamnost korelovaných proměnných, poté nárůst HDP ČR, resp. Rakouska o 1 % vede k nárůstu vývozu o 18 %. Populace dovozní země stejně jako diference kurzu vede k navýšení vývozu.

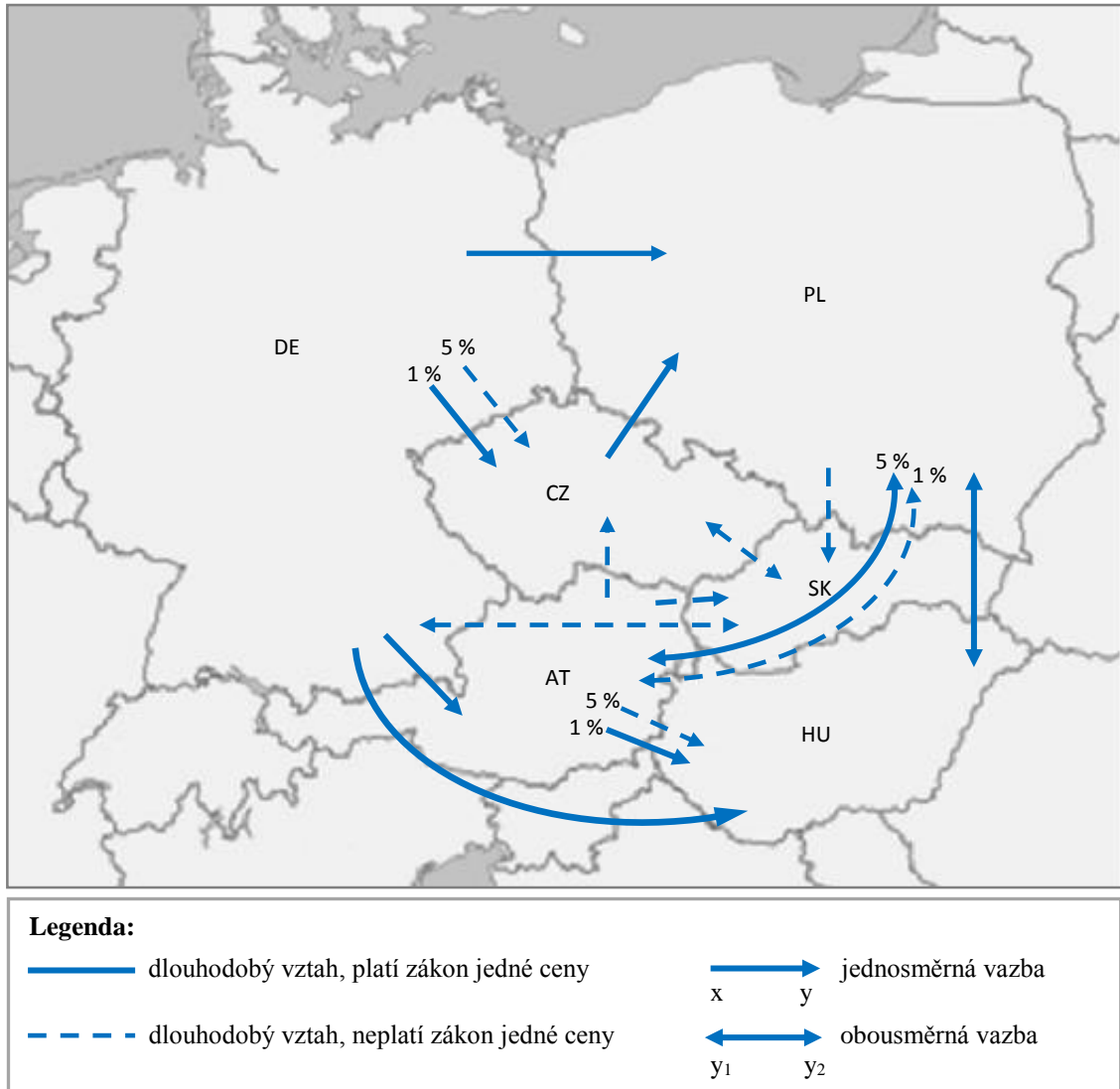
## 7 SYNTÉZA VÝSLEDKŮ APLIKACE MODELU

V kapitole je pozornost věnována syntéze výsledků modelů aplikovaných na trhy pšenice a ječmene s ohledem na výzkumné otázky, které byly stanoveny na začátku práce.

Analýza vztahů mezi cenami pšenice a ječmene mezi jednotlivými páry zemí umožňuje zodpovědět první výzkumnou otázku: „Platí zákon jedné ceny mezi jednotlivými zkoumanými trhy?“ Dlouhodobý vztah cen pšenice je detekován mezi všemi páry zemí kromě páru České republiky a Maďarska, u kterého není nalezen dlouhodobý vztah časových řad. V případě vztahu cen pšenice Slovenska a Maďarska je kointegrace potvrzena, ale model je zamítnut v rámci ekonomické verifikace. U pěti párů zemí ze třinácti kointegrovaných je na 5% hladině významnosti potvrzen zákon jedné ceny. Na 1% hladině významnosti je zákon naplněn u dalších tří trhů, jmenovitě páru zemí České republiky a Německa, Rakouska a Maďarska, Rakouska a Polska. U některých trhů jsou zjištěny jednosměrné vazby. Jednotlivé vztahy je možné znázornit prostřednictvím následujícího schématu č. 7.1. Plné šipky vyznačují vztahy, u kterých byl potvrzen zákon jedné ceny. Šipky přerušované reprezentují vztahy, kde je zákon jedné ceny zamítnut, ale existuje kointegrace mezi časovými řadami cen. V případě, že mezi dvěma zeměmi existuje jak plná tak přerušovaná šipka, v takovém případě se výsledek testování zákona jedné ceny liší podle zvolené hladiny významnosti a hladina je uvedena u daných šipek. Zakončení šipky zároveň vyznačuje směr vztahu, tj. zda se jedná o jednosměrnou ( $\rightarrow$ ) či obousměrnou vazbu ( $\leftrightarrow$ ).



Schéma č. 7.1 – Vztahy cen při párovém porovnání vybraných zemí střední Evropy, komodita pšenice



Zdroj: vlastní zpracování

Ze schématu č. 7.1 je patrné, že všechny trhy s výjimkou Slovenska přijímají ceny pšenice od německého trhu. Německo tedy stanovuje ceny pro dané trhy. Rakousko a Polsko přijímají cenu z Německa s platností zákona jedné ceny. Zároveň zmíněné dva trhy mezi sebou vykazují vzájemnou obousměrnou vazbu mezi cenami. Z Rakouska a Polska dále přebírá cenu Slovensko, které ovšem zpětně neovlivňuje cenu těchto zemí. Rakouské ceny přijímá také Česká republika, avšak Česká republika působí jednosměrně na polské ceny při vyhodnocení na 5% hladině významnosti. Při uvážení 10% hladiny významnosti by se jednalo simultánní o vazbu cen mezi Polskem a Českou republikou. Na základě porovnání výsledků lze usuzovat, že Rakousko má silnější pozici než Polsko, neboť jednosměrně

ovlivňuje ceny České republiky. Česká republika je stejně jako Rakousko a Polsko přímým sousedem Německa a taktéž přijímá cenu z tohoto trhu, avšak zákon jedné ceny musí být na 5% hladině významnosti zamítnut. Trh České republiky se ale velmi blíží ke splnění daného zákona, protože odhadovaný parametr ve výši 0,84 je blízký jedné a je vyhodnocen roven jedné na 1% hladině významnosti. Ceny České republiky jsou kromě vztahu s Německem, Rakouskem a Polskem také ve vztahu se Slovenskem, u kterého se změny cen přelévají v rámci obou trhů. V případě Maďarska je patrný vliv Německa a Rakouska, od kterých Maďarsko ceny pouze přijímá a nemá sílu je zpětně ovlivnit. Oproti tomu se mezi Maďarskem a Polskem projevuje vzájemná vazba cen.

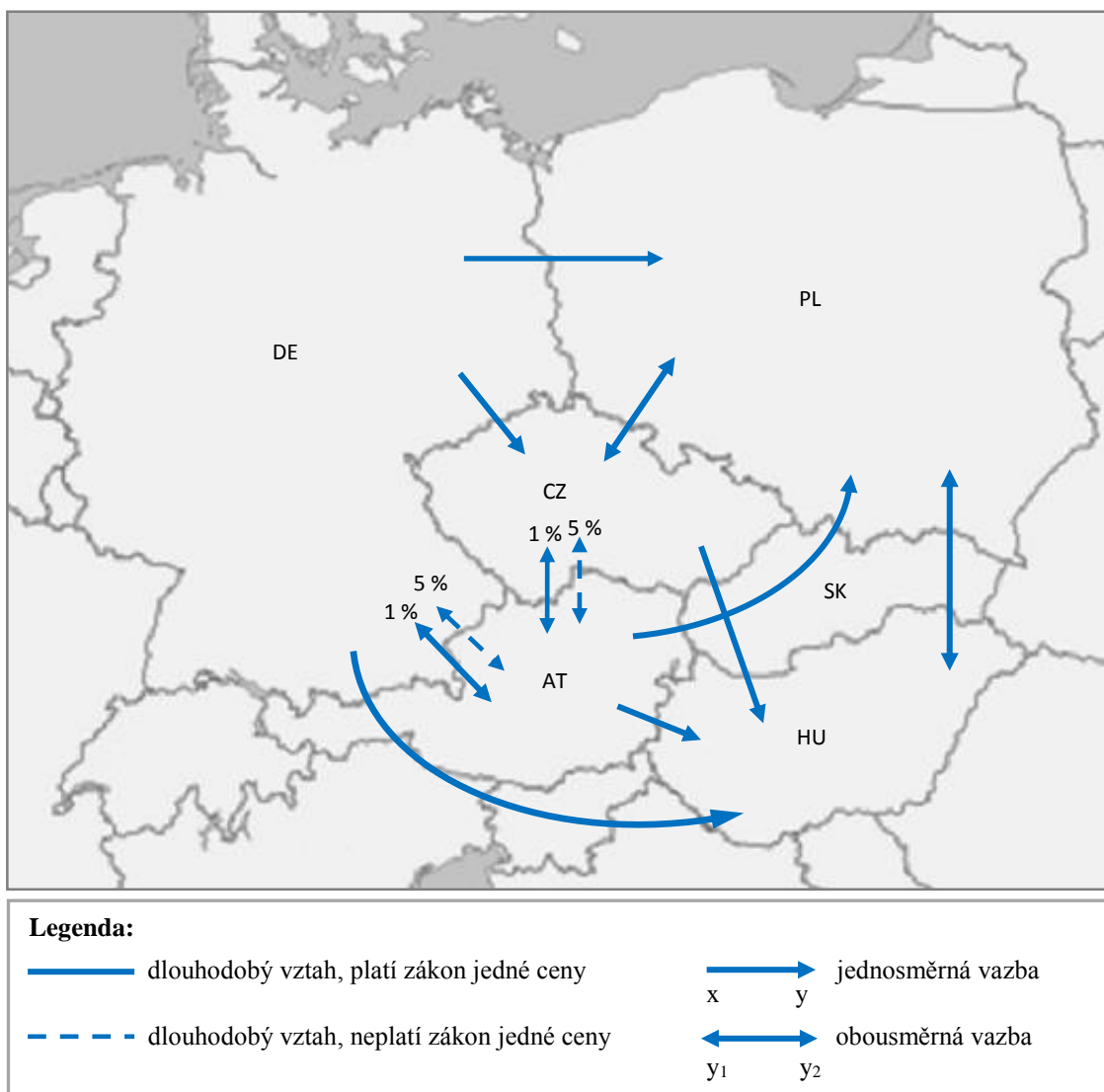
Trhy Německa a Rakouska se projevují jako trhy dominantní, působící s největším počtem jednosměrných vazeb. Německý trh se jeví jako nejvíce dominantní trh. Oproti tomu se u trhů České republiky, Polska a Slovenska projevuje mnohem více vzájemných vazeb než případů, kdy by trhy působily exogenně na ostatní. Ceny těchto trhů jsou simultánně ovlivňovány, což může být dáno historickými vazbami a existencí dřívějších dohod o volném obchodu.

Z hlediska počtu jednosměrných vazeb a směru jejich působení v rámci jednotlivých trhů vyplývá následující. Německo určuje ceny pro čtyři sousední země umístěné na východě. Rakousko se vyznačuje třemi jednosměrnými vazbami, Polsko jednou jednosměrnou vazbou, Česká republika ovlivňuje jednosměrně taktéž pouze jeden trh na 5% hladině významnosti. Slovensko ani Maďarsko nemají ani jednu jednosměrnou vazbu, u které by působily svými cenami na ostatní trhy a nebyly zároveň ovlivněny daným trhem. Silnější trhy působící na ostatní jsou západní, resp. jihozápadní země. S přibližováním na východ přibývá obousměrných vazeb a narůstá počet vazeb, kdy místní trh přijímá cenu od jiného. Směr působení cen je od západu na východ. Na uvedené rozložení vazeb má dozajista efekt úroveň hospodářského vývoje. Německo a Rakousko se řadí mezi země s vysokou úrovní HDP na obyvatele. Slovensko a Maďarsko patří při úvaze zemí v EU-25 mezi poslední pětici zemí s nejnižším HDP na obyvatele. Zároveň na typ vztahu cen mohou mít dopad produkční podmínky jednotlivých zemí. Pokud má země horší podmínky pro vlastní produkci, je nucena poptávku pokrýt větším podílem dovozu a nemá sílu ovlivnit cenu, jelikož je závislá na ostatních zemích. Z porovnání podílu zemědělsky využitě půdy vůči ploše státu a podílu plochy využitě k produkci obilovin vůči zemědělské ploše jednotlivých států avšak vyplývá, že horší produkční podmínky nejsou

důvodem nižší cenové síly Slovenska a Maďarska. Podíl zemědělsky využitě půdy vůči celkové ploše státu se v zásadě neliší mezi jednotlivými státy (CZ=45 %, SK=39 %, PL=46 %, DE=47 %, AT=34 %, HU=57 %). Obdobně při podílu ploch obilovin vůči zemědělsky využitě půdě nejsou nalezeny významné rozdíly (CZ=41 %, SK=41 %, PL=53 %, DE=39 %, AT=28 %, HU=53 %). Naopak Maďarsko disponuje největším podílem zemědělských a obilnářských ploch, zatímco Rakousko dosahuje nejnižšího poměru. Hodnoty podílů ploch jsou získány z údajů o velikosti ploch z EUROSTATU.

U cen ječmene je u většiny případů potvrzena platnost zákona jedné ceny, konkrétně u osmi párů zemí z deseti kointegrovaných při vyhodnocení na 5% hladině významnosti. Při uvážení 1% hladiny významnosti nelze zamítnout platnost zákona jedné ceny ani u jednoho z 10 kointegrovaných párů. V případě slovenských cen nebyla nalezena jediná kointegrovaná varianta. Toto bude pravděpodobně dáno samotným charakterem dat, tj. metodikou sběru příslušným statistickým úřadem či možnými chybami vzniklými při jejich sběru. Je nepravděpodobné, aby slovenský trh byl zcela odtržen od trhů sousedních bez vzájemné provázanosti cen. Bohužel s danými daty nelze integraci trhů zahrnující Slovenskou republiku prokázat ani jistě vyvrátit. Ceny ječmene Slovenské republiky jsou vyloučeny z následující diskuze při analyzování párových vztahů cen. Jednotlivé vztahy, které byly určeny na základě testů kointegrace a odhadů VEC modelů jsou uvedeny ve schématu č. 7.2.

Schéma č. 7.2 – Vztahy cen při párovém porovnání vybraných zemí střední Evropy, komodita ječmen



Pozn.: Slovensko vyloučenou z analýzy kvůli nepotvrzení kointegrace s ostatními státy

Zdroj: vlastní zpracování

Pokud je pozornost věnována jednotlivým vztahům mezi páry zemí, německý trh opět ovlivňuje jednosměrně ceny ječmene většiny zemí, konkrétně České republiky, Polska a Maďarska. Pouze v případě páru s rakouským trhem je nalezena oboustranná vazba. Německý trh lze považovat za trh dominantní. Rakousko je v druhé nejsilnější pozici, neboť je schopno jednostranně ovlivnit ceny v Polsku a Maďarsku. Zároveň vykazuje dvě oboustranné vazby s Českou republikou a Německem. U České republiky je prokázána simultánní vazba mezi cenami jak rakouskými, tak polskými. Mimo jiné trh České republiky jednosměrně působí na maďarské ceny. Polské ceny jsou určovány německým

a rakouským trhem, avšak společně se zeměmi bývalého uskupení CEFTA vykazují simultánní závislost cen (s výjimkou Slovenska, jež je nyní vyloučeno z analýzy výsledků). Maďarsko přijímá cenu od ostatních trhů s nemožností dané ceny ovlivnit. Jedinou výjimkou je simultánní vztah cen s Polskem. Oproti komoditě pšenice je patrná častější platnost zákona jedné ceny. Pokud je množství jednosměrných vazeb a tedy možnost určovat ceny na jiných trzích bráno jako indikátor síly trhu, poté je nejsilnější zemí Německo následované sestupně Rakouskem, Českou republikou, Polskem a Maďarskem. Síla trhu klesá s geografickým posunem od západu na východu.

Aby informace o stupni integraci mohla být kompletní, je zapotřebí vzít v potaz výsledky testování významnosti očištěné difference ceny u druhé rovnice navrženého modelu. Syntéza výsledků následně vede k odpovědi na druhou výzkumnou otázku „Do jaké míry jsou vybrané trhy se zemědělskými komoditami integrovány?“. Míra integrace se odvíjí jak od zkoumané komodity, tak od trhu, se kterým Česká republika obchoduje. Ve většině případů je potvrzena dokonalá integrace, popřípadě nedokonalá integrace zkoumaných trhů. Souhrn výsledků pro trh pšenice na základě párového zkoumání trhů je zobrazen v tabulce č. 7.1.

Tabulka č. 7.1 – Zhodnocení stupně integrace v rámci párového porovnání, komodita pšenice

Trhy	Integrace	Platnost zákona jedné ceny <sup>1)</sup>	Významný efekt cen na vývoz	Závěr
CZ, SK	ano	ne	ano	nedokonalá integrace, potenciální možnost vzniku dokonalé integrace
CZ, PL	ano	ano	ne	dokonalá integrace, cena nemá dopad na vývoz
CZ, DE	ano	ne** / ano***	ne	dokonalá integrace na 1% hladině významnosti, cena nemá dopad na vývoz
CZ, AT	ano	ne	ne	nedokonalá integrace, stagnace v současném stavu
CZ, HU	ne	ne	x	neexistence integrace

Pozn.: <sup>1)</sup> testována H<sub>0</sub>: platnost zákona jedné ceny

\*\* vyhodnocení na 5% hladině významnosti; \*\*\* vyhodnocení na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Z analyzovaných párů je mezi Českou republikou a Polskem a Českou republikou a Německem na 1% hladině významnosti dosaženo dokonalé integrace na mezinárodním trhu pšenice. V případě páru zemí ČR a Slovensko a ČR a Rakousko jsou trhy integrovány nedokonale. U trhu se Slovenskem dochází k arbitrážím na základě cenových rozdílů, a tak

existuje možnost vytvoření dokonalé integrace v budoucnosti. Je nutné poznamenat, že míra integrace se slovenským trhem je diskutabilní, neboť nebyl nalezen adekvátní model pro daný vztah. Oproti tomu vývoz do Rakouska není závislý na cenových rozdílech, což snižuje možnost cenového přiblížení v rámci daných trhů. Trh České republiky a Maďarska není integrován z hlediska cenové informace. Množstevní informace nemohla být zkoumána z důvodu nedostatku pozorování.

Souhrn výsledků determinující stupeň integrace na trhu ječmene je uveden v tabulce č. 7.2.

**Tabulka č. 7.2 – Zhodnocení stupně integrace v rámci párového porovnání, komodita ječmen**

Trhy	Integrace	Platnost zákona jedné ceny	Významný efekt cen na vývoz	Závěr
CZ, PL	ano	ano	ano	dokonalá integrace, krátkodobé odchylky cen mají dopad na vývoz
CZ, DE	ano	ano	ano	dokonalá integrace, krátkodobé odchylky cen mají dopad na vývoz
CZ, AT	ano	ne** / ano***	ne	nedokonalá integrace na 5% hladině významnosti, rozdíl cen nemá dopad na vývoz
CZ, HU	ano	ano	x	dokonalá integrace dle cenové informace, množstevní informace nemohla být analyzována

Pozn.: <sup>1)</sup> testována H<sub>0</sub>: platnost zákona jedné ceny

\*\* vyhodnocení na 5% hladině významnosti; \*\*\* vyhodnocení na 1% hladině významnosti

Slovensko vyřazeno z analýzy, nenalezena kointegrace

**Zdroj:** vlastní zpracování

Na základě provedené analýzy je prokázána dokonalá integrace na trhu ječmene mezi státy Česká republika a Polsko, Česká republika a Německo a taktéž Česká republika a Maďarsko. Na daných trzích platí zákon jedné ceny. Zároveň z analýzy vztahů českých cen s polským a německým trhem vyplývá, že rozdíl mezi cenami statisticky významně ovlivňuje velikost vývozu, tj. krátkodobé odchylky cen mají dopad na mezinárodní směnu. Obchodníci reagují na cenové výkyvy a provádějí arbitráže, které vedou k vyrovnání cen na daných trzích. Oproti tomu v případě českého obchodu ječmene s Rakouskem cenové rozdíly nestimulují mezinárodní obchod. U tohoto obchodního páru nebyla prokázána platnost zákona jedné ceny na 5% hladině významnosti. Integrace České republiky s Rakouskem je s 95% pravděpodobností nedokonalá. Lze předpokládat stagnaci v dané úrovni integrace, neboť ceny nemají statisticky významný vliv na rozhodování o objemu vývozu. Efekt rozdílu cen na trhu ČR a Maďarska nemohl být analyzován z důvodu

zamítnutí druhé rovnice modelu v rámci ekonomické verifikace. Vyhodnocení daného dopadu by mohlo být v takovém případě zavádějící.

S ohledem na třetí výzkumnou otázku „*Je zkoumaný mezinárodní trh integrovaný, resp. dokonale integrovaný jako celek?*“ bylo zjištěno, že trh je integrován pouze pro některé skupiny analyzovaných států, avšak ne pro všechny zkoumané. Jmenovitě u trhu pšenice byla prokázána vzájemná kointegrace trhů České republiky, Německa, Polska a Rakouska. Cena v modelu vývozu pšenice pro všechny země mimo Maďarska neměla v celkovém působení efekt na vývoz, z čehož lze dle ekonomické teorie usuzovat na dokonalou integraci. Tento závěr potvrzuje párové porovnání mezi zeměmi, kde z 6 možných párových kombinací je u 5 párů potvrzen zákon jedné ceny. Na trhu ječmene je potvrzena kointegrace trhů České republiky, Polska, Německa a Maďarska. Jelikož mezi danými páry zemí platí zákon jedné ceny, platí ve výsledku taktéž na daném mezinárodním trhu. Při testování modelu VEC bylo zjištěno, že ceny německého trhu jsou nezávislé na cenách ostatních jmenovaných zemí a působí exogenně na trhy ČR, Polska a Maďarska. Kointegrace této skupiny trhů jako celku s Rakouskem nebyla prokázána.

Z hlediska čtvrté výzkumné otázky: „*Je efekt vstupu ČR do Evropské unie na mezinárodní obchod statisticky významný v porovnání s předchozím uskupením CEFTA, a jaký je jeho směr a intenzita působení?*“ nebyl ani u jedné komodity prokázán statisticky významný efekt vstupu ČR do EU. Danou výjimkou je vývoz ječmene z ČR do Slovenska, u kterého došlo po vstupu do EU k významnému snížení oproti původnímu uskupení CEFTA. U vývozu pšenice a ječmene do ostatních zemí je směr a intenzita působení vstupu ČR do EU při zevšeobecnění rovna nule. Oproti tomu bylo zjištěno podstatné snížení vývozu pšenice a ječmene ČR do zemí EU v době, kdy ČR nebyla členem EU. Výsledek prokazuje vytváření vnitřního bloku uskupení, kdy jsou vývozy, resp. dovozy upřednostňovány na úkor nečlenských zemí. Výsledky odhadů parametru členství v EU lze shrnout následovně. Dohody CEFTA a EU jsou rovnocenné. Nelze říci, že EU je efektivnější dohodou ve smyslu navýšení vývozu. Tudíž při rozhodování o vstupu do regionálních uskupení je podstatné, jaké země v dané dohodě jsou či budou. V případě, že ČR má významného obchodního partnera, který by po vstupu do regionálního uskupení nebyl přítomen v dané dohodě, je vstup ČR do uskupení nevýhodný. Naopak pokud ČR má

významného obchodního partnera, který není členem dohody s ČR, avšak je členem dohody, do které ČR může vstoupit, je výhodnější pro ČR se do daného uskupení zapojit.

Odpověď na pátou výzkumnou otázku: „*Které proměnné vybrané na základě ekonomické teorie mají významný efekt na mezinárodní obchod a jaký je směr a intenzita jejich působení?*“ byla získána na základě odhadnutých modelů vývozu. Statisticky významný vliv faktorů na vývoz pšenice je prokázán u proměnných HDP ČR, HDP dovozní země, HDP na obyvatele ČR, efekt členství EU, pokud je členem EU pouze dovozní země a výnosy pšenice dovozní země. U vývozu ječmene se některé významné proměnné odlišují od dovozní země, která je zkoumána. Obecně se jedná o proměnné HDP ČR, HDP dovozní země, populace ČR, populace dovozní země a výnosy ječmene ČR a efekt členství pouze dovozní země v EU. Z hlediska proměnné očištěné difference cen není u většiny zemí prokázána statistická významnost efektu ceny na vývoz pšenice. Oproti tomu v případě vývozu ječmene již cenové rozdíly měli dopad na obchodní směnu u poloviny zkoumaných zemí.



## 8 DISKUZE

Diskuze výsledků je zaměřena na čtyři klíčové oblasti. V první oblasti je diskuze věnována výsledkům testování zákona jedné ceny, na které navazuje ve druhé části zhodnocení stupně integrace trhů. Ve třetí oblasti je diskuze zaměřena na výsledky modelování vývozu jednotlivých komodit a faktory, u kterých byl vyhodnocen významný dopad na vývoz. V poslední části diskuze je pozornost věnována efektu regionální integrace na vývoz zkoumaných komodit.

Problematika zákona jedné ceny na trhu pšenice je řešena různými autory především v oblasti trhů USA, Kanady, Austrálie, Argentiny a EU (např. Ardeni, 1989; Baffes, 1991; Mohanty, Meyers, Smith, 1999; Vataja, 2000; Bessler, Yang, Wongcharupan, 2003; Ghoshray, 2007). V případě zkoumání platnosti zákona zemí Evropy se daná problematika vyskytuje poměrně méně. Mezi dané publikace lze jmenovat Pérez-Pascuala a Sanz-Carnera (2011) analyzující trh pšenice Španělska, Bakucse a kol. (2012) zkoumající trh pšenice Německa a Maďarska či Thompsona, Sula a Bohla (2002) zabývající se trhem pšenice Francie, Německa a Velké Británie.

Zákon jedné ceny pro trh pšenice je na základě provedené analýzy v této práci potvrzen pouze mezi určitými páry zemí (viz schéma č. 7.1). K obdobným výsledkům dospívá taktéž Vataja (2000) či Bessler, Yang, Wongcharupan (2003). Přesto, že autoři analyzovali odlišné trhy pšenice, zákon jedné ceny byl potvrzen mezi některými státy, avšak ne mezi všemi zkoumanými. LOP byl potvrzen v případě výzkumu Vataje (2000) mezi USA a Austrálií. V případě Austrálie a Argentiny byl zákon zamítnut. Bessler, Yang a Wongcharupan (2003) prokázali dlouhodobý vztah mezi EU, Argentinou a USA, avšak zamítli kointegraci v rámci trhů Kanady a Austrálie. Přestože byl v disertační práci analyzován prostorový trh na menší rozloze v porovnání se zmíněnými publikacemi, tj. jednotlivé státy mají mnohem menší bariéry k vývozu zboží, ne u všech je zákon potvrzen. Z výsledků je možné usuzovat, že rozhodujícím faktorem pro platnost zákona je především samotná liberalizace obchodu než umístění zemí z hlediska geografického. Thompson, Sul a Bohl (2002) potvrzují platnost zákona jedné ceny na trhu pšenice mezi Francií, Velkou Británií a Německem. Dané trhy jsou srovnatelné s trhy Rakouska a Německa, jelikož tento pár zemí také patří do skupiny EU-15. Výsledky získané v disertační práci lze

hodnotit jako odpovídající výsledkům Thomšpona, Sula a Bohla (2002), a to i přes odlišnost časového období, ve kterém autoři analyzovali období 1976-2000.

Výsledky testování LOP pšenice se odlišují od výsledků autorů Bakucse a kol. (2012). Autoři analyzovali platnost LOP cen pšenice od ledna 2003 po září 2007 mezi německým a maďarským trhem. V rámci výzkumu využili model VEC a prahový model. Odhad modelu VEC prokázal kointegraci mezi časovými řadami, nicméně LOP byl zamítnut. Na základě prahového modelu byl zákon jedné ceny potvrzen pouze u 27 % pozorování ve sledovaném období. Autoři uvádějí, že VEC model není vhodným modelem z důvodu nemožnosti odhadnout jednotlivé režimy a nalézt platnost LOP v určitých obdobích. Oproti jejich závěrům byl na základě provedené analýzy zákon jedné ceny na trhu pšenice mezi Německem a Maďarskem potvrzen. Podstatnou skutečností je, že Bakucs a kol. (2012) analyzovali ceny pšenice průmyslových výrobců, zatímco v disertační práci byly zkoumány ceny zemědělských výrobců. Odlišnost úrovně vertikály zcela jistě může vést k rozdílnosti výsledků. Na úrovni zemědělské je velké množství subjektů nabízejících produkci, což má přímý dopad na úroveň ceny a její vytváření. Oproti tomu na úrovni producentů existující nedokonalá konkurence může být jedním z faktorů, který vede k rozdílnosti cen mezi prostorově oddělenými trhy. Kromě zmíněného, autoři ve své publikaci využili týdenní pozorování cen, čímž roste variabilita vzorku. Výsledky se na první pohled mohou zdát v rozporu, avšak úroveň vertikály je zde klíčovým faktorem. V rámci dalšího výzkumu je možné analýzu provedenou v disertační práci rozšířit také na ceny průmyslových výrobců a výsledky komparovat. Pokud by byl zákon jedné ceny zamítnut obdobně jako u Bakucse a kol. (2012), lze z rozdílnosti ve vyhodnocení LOP vyvodit závěr o nerovnoměrné cenové transmisi a nerovném poměru sil na jednotlivých úrovních vertikály. Jednalo by se ve výsledku o odlišný způsob zkoumání cenové transmise.

Zákon jedné ceny na trhu krmného ječmene je potvrzen u téměř všech zemí (viz schéma č. 7.2). Výjimku tvoří ceny Slovenské republiky. Pro komparaci dosažených výsledků je problematické nalézt publikace, jež by bylo možné srovnávat. Zákon jedné ceny ječmene není často zkoumanou problematikou. V případě nalezení publikací, které se zabývají zákonem jedné ceny na trhu ječmene, se často jedná o analýzu nyní již neaktuálního časového období. Příkladem může být Rogoffa, Froota a Kima (2001), ve které

lze nalézt zkoumání zákona jedné ceny ječmene, avšak analýza končí počátkem 90. let. Při průzkumu různých databází byl nalezen jeden relevantní článek od autorů Goychuka a Meyerse (2013). Daní autoři taktéž prokázali kointegraci nejen v rámci evropských trhů, ale také mezi trhy: Ukrajina-Austrálie, Ukrajina-Francie, Austrálie-Kanada a Austrálie-Francie, v období 2004-2010. U většiny párů je i následně potvrzen zákon jedné ceny.

Dokonalá integrace trhu ječmene je prokázána mezi jednotlivými páry zemí s výjimkou Slovenska. Taktéž u trhu pšenice lze hovořit o vzájemné integraci trhů České republiky s ostatními analyzovanými zeměmi s výjimkou Maďarska. Výsledky jsou v souladu se závěry Žídka (2011), jenž analyzoval integraci v rámci mezinárodního obchodu v posledních dvou dekádách a hodnotí Českou republiku jako jednu z nejotevřenějších zemí v současné době. Dokonalá integrace a liberalizace obchodu je jedním z cílů Evropské unie, avšak přináší i negativní aspekty. Jak uvádí Žídka (2011), vysoká úroveň integrace vede k závislosti zemí na okolním světě a může mít negativní dopad v případě poklesu ekonomického růstu. Jako příklad uvádí poslední světovou krizi. V případě zemědělsko-potravinářského trhu má integrace jak svá pozitiva, tak negativa. Vysoký stupeň integrace, který byl prokázán v disertační práci, zásadně odstraňuje bariéry obchodu a zvyšuje potenciál zemědělských výrobců k prodeji na dalších trzích, zároveň ale přiosťruje konkurenci na trhu domácím. Z hlediska spotřebitelského vyšší počet konkurentů vede k vytváření trhu blízkého dokonalé konkurenci a nemožnosti navýšení ceny na úkor spotřebitele. Jelikož ale v rámci zemědělsko-potravinářského trhu panuje asymetrická cenová transformace, obchodní řetězce jsou v monopolní pozici a přenášení poklesů resp. nárůstů cen se neprojeví stejnou měrou na trhu spotřebitelů. Jak prokázali Blažková a Syrovátka (2012), zatímco cenová transmise mezi zemědělskou a zpracovatelskou úrovní je neelastická, v případě zpracovatelské a maloobchodní úrovně je reakce elastická. Navíc asymetrická reakce způsobuje, že změny cen nejsou plně přeneseny ze spotřebitelských trhů na nižší úrovně vertikály. Ve výsledku lze následně usuzovat, že je efekt otevřenosti ekonomiky „rozpuštěn“ uprostřed vertikály, namísto aby se pozitivní efekt projevil na všech úrovních. Kromě uvedeného potvrzená vysoká míra integrace a exogenní efekt německých, resp. rakouských cen, vede k závislosti českých cen na výkyvech cen sousedních trhů bez možnosti „vymanit se“ z daného vztahu. Informaci o závislosti českých cen pšenice a ječmene lze však využít právě při plánování vývozu

a uzavírání dlouhodobých smluv. Dále je dobré vzít v úvahu, že dokonalá integrace vede k rovnosti cen, zatímco v případě nedokonalé konkurence nerovnost cen má následný dopad na potravinářský průmysl jakož to navazujícího článku. Konsekvencí nedokonalé integrace mohou být vyšší ceny, jež mají v rámci zkoumaných komodit dopad na tři sektory: sektor mlýnský, sektor výroby pekárenských výrobků a sektor výroby krmných směsí.

S ohledem na efekt jednotlivých faktorů na vývoz pšenice a ječmene jsou jednotlivé statisticky významné proměnné vyjmenovány v rámci páté výzkumné otázky v kapitole syntézy výsledků. Významnost proměnných HDP vývozní a dovozní země v rámci vývozu v oblasti zemědělství byla potvrzena taktéž v publikacích Ševely (2002), Zahniser a kol. (2002), Granta a Lamberta (2008) či Pishbahara a Huchet-Bourdona (2008). Ve jmenovaných publikacích byl navíc hodnocen efekt proměnných vzdálenosti či v případě publikace Granta a Lamberta (2008) a Pishbahara a Huchet-Bourdona (2008) i dopad společného jazyka, společných hranic. Uvedené proměnné nemohly být zařazeny do modelů disertační práce z důvodu specifikace fixních efektů. Oproti tomu daní autoři nezařadili do modelů vývozu zemědělských komodit proměnné reprezentující produkční stránku komodit. Přitom je vhodné proměnné výnosů či osevních ploch v modelu uvažovat, jelikož byl potvrzen jejich statisticky významný efekt, viz např. výnosy dovozní země. Směnný kurz byl zahrnut v modelu Ševely (2002) i v modelu disertační práce a je hodnocen jako statisticky nevýznamný.

Ve výzkumu Sarkera a Jayasingheo (2007) je jeden z modelů vývozu zaměřený přímo na obiloviny. Při porovnání výsledků disertační práce s danou studií je taktéž potvrzena významnost HDP obou zemí a HDP na obyvatele vývozní země. Směr působení je ve shodě, avšak intenzita působení daných proměnných je v publikaci Sarkera a Jayasinghe (2007) značně nižší. Důvodem daného rozdílu může být skutečnost, že autoři analyzovali období před rokem 2000 a zkoumali celou komoditní skupinu obilovin. V případě proměnné HDP dovozní země je parametr statisticky nevýznamný jak ve výsledcích této práce, tak v modelu jmenovaných autorů. Autoři navíc analyzovali efekt vzdálenosti, ale již nezahrnuli další proměnné, jako je např. kurz či proměnné reprezentující produkční stránku, což lze považovat za slabinu jejich specifikace.

Při obecném porovnání výsledků parametrů proměnných, které byly využity jak v této práci, tak v různých publikacích, jsou odhadnuté parametry ve shodě v oblasti směru

působení a statistické verifikace. Odlišují se ale ve své intenzitě, kdy v modelech disertační práce parametry dosahují vyšších absolutních hodnot. Uvedený výsledek může být dán rozdílností analyzovaného období, odlišností vybraných trhů pro zkoumání či stupněm agregace komodit. V rámci dalšího výzkumu je vhodné se zaměřit i na jiné komodity a zjistit, zda vysoká intenzita je specifikem komodit pšenice a ječmene, či se bude projevovat i u dalších komodit. Druhou možností je rozšíření modelu rovnice vývozu o další proměnné, jako je např. kvalita infrastruktury, politická rizika apod., a analýza a komparace výsledků v případě jejich významnosti v modelu.

Kromě jmenovaných proměnných je v disertační práci nalezen statisticky i ekonomicky významný dopad regionálního uskupení EU na vývoz obou komodit v případě členství pouze dovozní země v EU. Výsledky poukazují na to, že jednotlivá společenství CEFTA a EU vedou k uzavírání zemí vůči vývozům (resp. dovozům) do (resp. z) nečlenských zemí. Umělá nula-jedničková proměnná reprezentující vnější efekt byla statisticky významná na 1% hladině významnosti. Obchod mezi nečlenskými zeměmi je ve výsledku snížen 2,8x v případě vývozu pšenice a až 3x v případě vývozu ječmene. Autoři Cheng a Tsai (2008) a Carrére (2006) analyzující celkový export dochází k obdobným výsledkům, tj. že objem obchodu členských zemí EEC a EU je nižší vůči nečlenským zemím. Intenzita působení daného parametru autory je nižší v porovnání s výsledky získanými pro trh pšenice a ječmene. Zdrojem silnější intenzity působení je dozajisté charakter zkoumaných komodit neboli skutečnost, že byly v rámci výzkumu oproti Chengovi a Tsaiovi (2008) a Carrérovi (2006) analyzovány zemědělské komodity. Zatímco mezi členskými státy jsou bariéry odstraněny, vůči nečlenským státům jsou celní sazby na zemědělské komodity mnohem vyšší než u nezemědělských produktů. Dopad regionální integrace je ve výsledku vyšší u obchodu se zemědělsko-potravinářskými komoditami. Toto potvrzují i další autoři, např. Ingco (1995) prokázal, že protekcionismus zemědělství v roce 1992 byl 15x vyšší než u výrobního a zpracovatelského průmyslu. Gibson a kol. (2001) uvedli, že clo na zemědělské produkty bylo v roce 2001 12x vyšší vzhledem k nezemědělskému protekcionismu. Snížení vývozu do zemí jiného členství potvrdili také autoři Sarker a Jayasinghe (2007), a to právě v případě agregované skupiny obilovin.

Z hlediska vnitřního efektu EU ve smyslu navýšení obchodu mezi členskými státy jako takovými byl pozitivní efekt potvrzen autory Chengem a Tsaiem (2008) či Carrérem (2006). Taktéž Sarkera a Jayasinghe (2007) našli pozitivní dopad v rámci obilovin. Významnou rozdílností jejich studie oproti analýze v disertační práci je, že zatímco pozitivní efekt EU je odhadnut v porovnání s průměrným nečlenským párem zemí, v případě pšenice a ječmene je vnitřní efekt EU porovnáván vůči nečlenskému páru, který je v uskupení CEFTA. Neprokázání statisticky významného nárůstu vývozu po vstupu do EU značí funkčnost dohody CEFTA a její rovnocennost vůči uskupení EU.

Výsledky dopadu uskupení EU v případě ječmene lze dále porovnat s publikací Bubáková (2013c). V dané publikaci byl zkoumán vývoz ječmene s roční periodicitou. Vývoz byl navíc sledován nejen z České republiky. Data získaná z UN Comtrade pokrývala navíc vývoz ječmene z ostatních zemí, tj. Německa, Rakouska, Polska, Slovenska a Maďarska. Výsledky disertační práce jsou v souladu s výsledky dané publikace. Parametr členství obou zemí v EU je kladný, leč opět statisticky nevýznamný. Významný dopad členství EU na vývoz ječmene byl nalezen v dané publikaci v případě, kdy dovozní země byla členem EU a vývozní nikoli. Odhadový efekt v Bubáková (2013c) je záporný a je taktéž mnohem vyšší v porovnání s odhadnutým efektem Chenga a Tsaie (2008), kteří analyzovali celkový vývoz.

Ševela (2002) nenalezl významný efekt členství EU, avšak přímou komparaci výstupů dané publikace s výsledky analýzy disertační práce nelze provést, jelikož autor nevyužil pro hodnocení vlivu integrace rozšířené nastavení nula-jedničkových proměnných.

Z provedené komparace výsledků lze zhodnotit, že výsledky disertační práce nejsou v rozporu s výsledky jiných studií, avšak projevují se zde jisté odlišnosti, které jsou dány typem zkoumaných komodit a jejich agregací. Většina publikací se zaměřuje na celkový vývoz či agregované skupiny určitých komodit. Výsledky disertační práce poskytují informace o vztazích pro konkrétní komodity a tak mohou být lépe využity v rámci plánování na trhu pšenice či ječmene.

## 9 ZÁVĚR

Práce se zabývá analýzou prostorové integrace trhů se zemědělskými komoditami. V práci je odvozen teoretický model prostorové integrace kombinující jak cenové, tak množství informace. Model je kombinací gravitačních modelů a modelů zákona jedné ceny zahrnující taktéž očištění transakčních nákladů z rozdílu cen vývozní a dovozní země. Sestavený model umožňuje definovat stupeň integrace zkoumaných trhů, ověřit platnost zákona jedné ceny, určit dopad rozdílu cen na prostorově oddělených trzích na velikost vývozu a zhodnotit, které ekonomické proměnné významně působí na mezinárodní obchod.

Odvozený model byl ověřen na základě simulovaných dat pro různé typy struktur trhů. Odhady na simulovaných datech potvrzují funkčnost modelu. Zároveň poukazuje na nutnost očištění transakčních nákladů, jež bylo navrženo v rámci modelu. Z odhadů vyplývá, že vztahy mezi cenami a testování zákona jedné ceny prostřednictvím první rovnice navrženého modelu byly pro všechny scénáře namodelovány a korektně vyhodnoceny bez ohledu na velikost transakčních nákladů a jejich proměnlivost. Při testování zákona jedné ceny není nutné transakční náklady očišťovat, avšak je nutné testovat nejen zákon jedné ceny, ale i významnost jednotlivých konstant a trendů v krátkodobých a dlouhodobých vztazích VEC modelu, aby nedošlo k mylným závěrům. Vhodným nástrojem pro testování je LR test. Na základě odhadů druhé navržené rovnice prokázáno, že model ve své specifikaci umožňuje vyčíslení skutečných parametrů. Všechny odhadnuté parametry v jednotlivých scénářích byly statisticky významné na vysoké hladině významnosti a velmi blízké simulovaným hodnotám. Navržené očištění transakčních nákladů z diferencí cen se ukázalo u většiny struktur trhu zásadní.

Navržený model byl následně aplikován na reálná data. Analyzovány byly vybrané komodity rostlinné produkce, jmenovitě pšenice a ječmen. Prostorová integrace byla zkoumána pro vybrané středoevropské země, jmenovitě Českou republiku, Slovensko, Polsko, Německo, Rakousko a Maďarsko. Panelová data pokrývají období od července roku 1995 do prosince roku 2012. Analýza byla provedena na základě statistických a ekonometrických metod. V práci bylo využito metod vícerozměrné analýzy časových řad a odhadů panelových dat, do kterých se řadí modely fixních efektů, náhodných efektů či zdánlivě nesouvisejících rovnic.

S ohledem na první výzkumnou otázku bylo zjištěno následující. Z 15 zkoumaných párových kombinací zemí byl zákon jedné ceny na trhu pšenice potvrzen u 5 párů zemí z 13 kointegrovaných na 5% hladině významnosti, jmenovitě mezi Českou republikou a Německem, Českou republikou a Polskem, Německem a Rakouskem, Německem a Maďarskem a Polskem a Maďarskem. Při uvážení 1% hladiny významnosti se množství případů s platností daného zákona zvýší o 3 páry zemí. V případě trhu ječmene byla platnost zákona jedné ceny potvrzena u 8 párů z 10 kointegrovaných vztahů na 5% hladině významnosti. Na 1% hladině významnosti je zákon potvrzen u všech 10 z 10 párových porovnání. Zákon jedné ceny ani prostá kointegrace nebyly nalezeny u žádné z kombinací se Slovenskou republikou, což bude spíše způsobeno odlišností sběru dat než samotnou neplatností integrace trhu. Dále byl zjištěn jednosměrný vliv německého trhu působící na ceny ostatních zemí. Německo je z hlediska stanovování cen dominantním trhem jak pro pšenici, tak ječmen. Západní země mají větší počet vazeb, u kterých působí jednosměrně na ceny ostatních zemí. Východní země častěji cenu pouze přijímají bez možnosti zpětné vazby. Česká republika přijímá cenu pšenice z německého a rakouského trhu avšak působí na ceny v Polsku a na Slovensku. Na trhu s ječmenem jsou české ceny jednosměrně ovlivňovány opět německým a rakouským trhem.

Z hlediska stupně integrace, kterou se zabývala druhá a třetí výzkumná otázka, je dokonalá integrace trhu pšenice potvrzena mezi Českou republikou a Polskem na 5% hladinou významnosti a mezi Českou republikou a Německem na 1% hladinou významnosti. Páry zemí Česka republika – Slovensko a Česká republika – Rakousko jsou integrovány nedokonale. Trh České republiky a Maďarska není integrován na základě testu kointegrace. V případě trhu ječmene je zjištěna dokonalá integrace mezi trhy České republiky a Polska, České republiky a Německa, České republiky a Maďarska a integrace nedokonalá mezi Českou republikou a Rakouskem. Lze předpokládat stagnaci v dané úrovni integrace, jelikož ceny nemají statisticky významný vliv na rozhodování o objemu vývozu. Jako celek jsou integrovány trhy pšenice v případě České republiky, Německa, Polska a Rakouska. U ječmene jsou vzájemně integrovány trhy České republiky, Německa, Polska a Maďarska.

V souvislosti se čtvrtou a pátou výzkumnou otázkou bylo zjištěno, že na vývoz pšenice do daných zemí má největší efekt HDP ČR a HDP na obyvatele ČR. Mezi další statisticky významné proměnné se řadí HDP dovozní země, výnosy pšenice dovozní země



a efekt vnějšího bloku EU. Zatímco přestup zemí uskupení CEFTA do EU nemělo statisticky významný efekt na vývoz pšenice, v případě členství pouze dovozní země v EU dochází k významnému snížení vývozu oproti průměrnému páru zemí CEFTA. Výsledek naznačuje větší uzavření členských zemí oproti nečlenským zemím. Rozdíl cen pšenice mezi trhy, resp. potenciální zisk či ztráta pro obchodníky, v průměru neovlivňuje vývoz ČR. Pokud je efekt cen analyzován pro každou zemi zvlášť, projevuje se rozdíl cen statisticky významně pouze mezi Českou republikou a Slovenskem.

U vývozu ječmene se některé významné proměnné odlišují od dovozní země, která je zkoumána. Na základě odhadů bylo zjištěno, že velikost populace vývozní a dovozní země má větší efekt na vývoz ječmene než samotné HDP vývozní země. Proměnná HDP dovozní země je statisticky významná pouze u obchodu se Slovenskem, Polskem a Německem. Dále byl v rámci odhadů potvrzen vliv výnosů ječmene vývozní země, tj. ČR, který působí na navýšení vývozu o 3,5 až 12 %. Pozitivní efekt vstupu ČR do EU na vývoz pšenice či ječmene nebyl v modelu prokázán. Naopak v rámci obchodu se Slovenskem odhadnutý parametr vypovídá o poklesu vývozu po vstupu ČR a Slovenska do EU. Cenová informace se projevuje jako významná u obchodu s ječmenem se Slovenskem, Polskem a Německem a neměla by být opomenuta v modelu.

Z odhadnutých modelů vývozu ječmene a pšenice dále vyplývá, že vlivy působící na vývoz včetně typu modelu vhodného pro modelování daného vztahu se liší dle komodity bez ohledu na to, že se jedná o jednu komoditní skupinu - obiloviny. Je vhodné přistupovat k jednotlivým komoditám individuálně jak při modelování, tak při rozhodování o politických zásazích na daný trh.

## 10 SEZNAM LITERATURY

- Ahmadi-Esfahani, F. Z. (2006). Testing the law of one price in the Chinese wholesale food markets. *Agribusiness*. Vol. 22, Issue 4, p. 569-589.
- Aiello, F.; Cardamone, P.; Agostino, M. R. (2010). Evaluating the Impact of Nonreciprocal Trade Preferences Using Gravity Models. *Applied Economics*. Vol. 42, Issue 28-30, pp. 3745-60.
- Aitken, N. D. (1973). The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: a Temporal Cross-section Analysis. *American Economic Review*. Vol. 63 Issue 5, p. 881-892.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, vol. 19, Issue 6, pp. 716-723.
- Anderson, J. E. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation, *American Economic Review*. Vol. 69, Issue 1, pp. 106-116.
- Anderson, J. E.; van Wincoop, E. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*. Vol. 93, Issue 1, p. 170-92.
- Ardeni, P. G. (1989). Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 71, Issue 3, p. 661 - 669.
- Arlt, J.; Arltová, M. (2007). *Ekonomické časové řady: vlastnosti, metody modelování, příklady a aplikace*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing. 285 s. ISBN 978-80-247-1319-9.
- Baffes, J. (1991). Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73, Issue 4, pp. 1264-73.
- Baier S. L.; Bergstrand J. H. (2001). The growth of the world trade: tariffs, transport costs, and income similarity. *Journal of International Economics*. Vol. 53, Issue 1, pp. 1-27.
- Baier S. L.; Bergstrand J. H. (2004). Economic determinants of free trade agreements. *Journal of International Economics*. Vol 64, Issue 1, pp. 29-63.
- Baier, S. L.; Bergstrand, J. H. (2007). Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics*. Vol. 71, Issue 1, p. 72-95.
- Bakucs, L. Z., a kol. (2012). Wheat market integration between Hungary and Germany. *Applied Economics Letters*. Vol. 19, Issue 8, p. 785-788.
- Baldwin, R. (1994). *Towards an Integrated Europe*. London: Centre for Economic Policy Research, pp. xxv, 234.
- Balke, N. S.; Fomby, T. B. (1997). Threshold Cointegration. *International Economic Review*. Vol. 38, Issue 3, p. 627-45.
- Barrett, Ch. B.; Li, J. R. (2002). Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 84, Issue 2, pp. 292-307.
- Batista, J. Ch.; Filho, G. B. S. (2010). Trade Costs and Deviations from the Law of One Price. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 92, Issue 4, pp. 1011-23.
- Baulch, B. (1997). Transfer Costs, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79, Issue 2, pp. 477-87.

- Bellak, Ch.; Leibrecht, M. (2009). Do low corporate income tax rates attract FDI? Evidence from Central and East European countries. *Applied Economics*. Vol. 41, Issue 21, p. 2691-2703.
- Bergstrand, J. H. (1985). The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 67, Issue 3, pp. 474-481.
- Bergstrand, J. H. (1989). The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition and the Factor-Proportions Theory in International Trade. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 71, Issue 1, pp. 143-153.
- Bessler, D. A.; Yang, J.; Wongcharupan, M. (2003). Price Dynamics in the International Wheat Market: Modeling with Error Correction and Directed Acyclic Graphs. *Journal of Regional Science*. Vol. 43, Issue 1, pp. 1-33.
- Blažková, I.; Syrovátka, P. (2012). Price information and transmission along the food commodity chain. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*. Vol. LX, No. 4, pp. 31-36.
- Brulhart M.; Kelly M. J. (1999). Ireland's Trading Potential with Central and Eastern European Countries: A Gravity Study. *Economic and Social Review*. Vol. 30, Issue 2, pp. 159-74.
- Bubáková, P. (2012). Agricultural Prices of Pork at the Regional Level and the Law of One Price. *Acta Oeconomica Pragensia*. Vol. 1, p. 39-51. ISSN 0572-3043.
- Bubáková, P. (2013a). Effect of economic changes on time series modelling and testing of bread wheat prices. *Scientia Agriculturae Bohemica*, Vol. 44, pp. 178-188.
- Bubáková, P. (2013b). Gravitační model mezinárodní směny, jeho proměnné, předpoklady, problémy a aplikace. *Acta Oeconomica Pragensia*, Vol. 2, pp. 3-24.
- Bubáková, P. (2013c). Gravitační model vývozu ječmene vybraných středoevropských zemí, *Agrární Perspektivy XXII „Development Trends in Agribusiness“*. 2013. s. 20 – 34. ISBN 978-80-213-2419-0.
- Carrère, C. (2006). Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model. *European Economic Review*. Vol. 50, Issue 2, pp. 223-47.
- Ceglowski, J. (1994). The Law of One Price Revisited: New Evidence on the Behaviour of International Prices. *Economic Inquiry*. Vol. 32, Issue 3, p. 407-418.
- Ceglowski, J. (2003). The Law of One Price: Intranational Evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 36, Issue 2, pp. 373-400.
- Cihelková, E. a kol. (2008). *Mezinárodní ekonomie II*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck. 258 s. ISBN 978-80-7400-054-6.
- Čadil, J. (2010). *Regionální ekonomie: Teorie a aplikace*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck. 152 s. ISBN: 978-80-7400-191-8.
- Darku, A. B. (2009). The Gravity Model and the Test for the Regional Integration Effects: the Case of Tanzania. *Journal of Developing Areas*. Vol. 43, Issue 1, p. 25-44.
- Deardorff, A. (1998). Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? In Jeffrey A. Frankel, ed. *The Regionalization of the World Economy*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 7-32.

- Dickey, D.; Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. Part 1. Vol. 74, Issue 366, pp. 427-431.
- Dickey, D. A.; Pantula, S. S. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Statistics*. Vol. 5. pp. 455-461.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I. *Biometrika*. Vol. 37, Issue 3/4, pp. 409-428.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I. *Biometrika*. Vol. 38, Issue 1/2, pp. 159-177.
- Eaton, J.; Kortum, S. (2002). Technology, geography, and trade. *Econometrica*. Vol. 70, Issue 5, p. 1741-1779.
- Egger, P. (2000). A Note on the Proper Econometric Specification of the Gravity Equation. *Economics Letters*. Vol. 66, Issue 1, pp. 25-31.
- Egger, P. (2002). An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials. *World Economy*. Vol. 25, Issue 2, pp. 297-312.
- Egger, P.; Gruber, S.; Pfaffermayr, M. (2009). The Law of One Price: Conditional Convergence Evidence from Disaggregated Data. *Applied Economics*. Vol. 41, Issue 25-27, pp. 3345-57.
- Egger, P.; Pfaffermayr, M. (2003). The proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects. *Empirical Economics*. Vol. 28, Issue 3, p. 571-80.
- Egger, P.; Pfaffermayr, M. (2004). Distance, Trade and FDI: A Hausman-Taylor SUR Approach. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 19, Issue 2, pp. 227-46.
- Elliott, D. R. (2007). Caribbean regionalism and the expectation of increased trade: insights from a time-series gravity model. *Journal of International Trade and Economic Development*. Vol. 16, Issue 1, pp. 117-136.
- Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. Vol. 55. Issue 2, p. 251-276.
- Evenett, S. J.; Keller W. (2002). On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation. *Journal of Political Economy*. Vol. 110, pp. 281-316.
- Feenstra R. C.; Markusen J. R.; Rose A. K. (2001). Using the Gravity Equation to Differentiate among Alternative Theories of Trade. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 34, No. 2, pp. 430-447.
- Fidrmuc, J. (2009). Gravity Models in Integrated Panels. *Empirical Economics*. Vol. 37, Issue 2, pp. 435-446.
- Frankel, J. A. (1997). *Regional Trading Blocs in the World trading system*. Washington, DC: Institute for International Economics.
- Frankel, J. A., Romer, D. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*. Vol. 89, Issue 3, p. 379-399.
- Frankel, J. A.; Rose, A. (2002). An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 117, Issue 2, pp. 437-66.

- Ghosh, S.; Yamarik, S. (2004). Are Regional Trading Arrangements Trade Creating? An Application of Extreme Bounds Analysis. *Journal of International Economics*. Vol. 63, Issue 2, p. 369–95.
- Ghoshray, A. (2007). An Examination of the Relationship Between U.S and Canadian Durum Wheat Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, pp. 49-62.
- Gibson, P. a kol. (2001). *Profiles of Tariffs in Global Agricultural Markets*. Washington DC: U.S. Department of Agriculture, Agr. Econ. Rep. 796, January.
- Glick, R.; Rose, A. K. (2002). Does a currency union affect trade? The timeseries evidence. *European Economic Review*. Vol. 46, Issue 6, p. 1125-51.
- Goodwin, B. K.; Grennes, T. J. (1994). Real interest rate equalization and the integration of international financial markets. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 13, Issue 1, pp. 107–124.
- Goodwin, B. K.; Piggott, N. E. (2001). Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83, Issue 2, pp. 302-317.
- Gopinath, M.; Echeverria, R. (2004). Does Economic Development Impact the Foreign Direct Investment-Trade Relationship? A Gravity-Model Approach. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 86, Issue 3, pp. 782-87.
- Goychuk, K., & Meyers, W. H. (2013). Short-and long-run relationships between Ukrainian barley and world feed grain export prices. In *2013 Annual Meeting, February 2-5, 2013, Orlando, Florida* (No. 143085). Southern Agricultural Economics Association.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*. Vol. 37, Issue 3, pp. 424-438.
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*. Vol. 16, Issue 1, p. 121–130.
- Grant, J. S.; Lambert, D. M. (2008). Do regional trade agreements increase members' agricultural trade? *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 90, Issue 3, p. 765-82.
- Greene, W. H. (2007). *Econometric analysis*. 6th edition. New Jersey: Prentice Hall. Chapter 22: Nonstationary Data. ISBN-13: 978-0-13-513245-6.
- Greenaway, D.; Milner, C. (2002). Regionalism and gravity. *Scottish Journal of Political Economy*. Vol. 49, Issue 5, pp. 574-585.
- Gros D., Gonciarz A. (1996). A Note on the Trade Potential of Central and Eastern Europe. *European Journal of Political Economy*. Vol. 12, Issue 4, pp. 709–21.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*. Vol. 3, Issue 2, pp. 148–161.
- Hamilton, C. B.; Winters, A. L. (1992). Opening up International Trade with Eastern Europe. *Economic Policy*. Vol. 7, Issue 1, p. 78-116.
- Hannan, E.J.; Quin, G.G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *J.R. Statistic. Soc. B*, 41, pp. 190-195.
- Hansen, B. E. (1999). Inference in TAR Models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. Vol. 2, Issue 1, pp. 1-14.
- Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*. Vol. 68, Issue 3, pp. 575-603.

- Harrigan, J. (2003) Specialization and the Volume of Trade: Do the Data Obey the Laws? In E. K. Choi and J. Harrigan (eds.), *Handbook of International Trade*. Oxford: Blackwell Publishing, pp. 85–118.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*. Vol. 46, pp. 1251–1271.
- Helpman, E.; Krugman, P. (1985). *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Hill, R. C.; Griffiths, W. E.; Lim C. G. (2008). *Principles of Econometrics*. 3rd edition. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons Inc, 2008. 597 p. ISBN 97-0-471-72360-8.
- Holman, R. (2007). *Mikroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C. H. Beck. 592 s. ISBN 978-80-7179-862-0.
- Holman, R. (2011). *Ekonomie*. 5. vyd. Praha: C. H. Beck. 691 s. ISBN 978-80-7400-006-5.
- Huff, D. L. (1963). *A Probabilistic Analysis of Consumer Spatial Behaviour*. William S. Decker (ed.), *Emerging Concepts in Marketing*, Chicago: American Marketing Association, pp. 443-461.
- Charemza W. W.; Deadman D. F. (1997). *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration, and Vector Autoregression*. 2nd edition. Lyme: Edward Elgar. 344 p. ISBN 1-85898-603-6.
- Cheng, I.-H.; Tsai, Y.-Y. (2008). Estimating the staged effects of regional economic integration on trade volumes. *Applied Economics*. Vol. 40 Issue 3, p. 383-393.
- Cheng, I.-H.; Wall, H. J. (2005). Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 87, Issue 1, pp. 49-63.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H.; Shin, Y. (2003) Testing for unit root in heterogenous panels. *Journal of Econometrics*. Vol. 115, Issue 1, p. 53–74.
- Ingco, M. D. (1995). Agricultural Liberalization in the Uruguay Round: One Step Forward, One Step Back? *World Bank Policy Research Working Paper No. 1500*, Washington DC.
- Iregui, A. M.; Otero, J. (2011). Testing the law of one price in food markets: evidence for Colombia using disaggregated data. *Empirical Economics*. Vol. 40, Issue 2, p. 269-284.
- Isard, P. (1977). How Far Can We Push the Law of One Price? *American Economic Review*. Vol. 67, Issue 5, p. 942–948.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231 – 254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551 – 80.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood based inference in cointegration vector autoregressive models*. Oxford, UK: Oxford University Press. 280 p. ISBN13: 978-0-19-877450-1.
- Johansen, S.; Mosconi, R.; Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Journal of Econometrics*. Vol. 3, Issue 2. p. 216 – 249.
- Kang, H.; Fratianni, M. (2006). International trade, OECD membership, and religion. *Open Economies Review*. Vol. 17, Issue 4-5, p. 493-508.
- Kangas, K.; Niskanen, A. (2003). Trade in forest products between European Union and the Central and Eastern European access candidates. *Forest Policy and Economics*. Vol. 5, Issue 3, p. 297-304.

- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. 5th edition. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 634 p. Chapter 17. ISBN-13: 978-0-262-61183-1.
- Keaptsoglou K., Karlaftis M. G., Tsamboulas D. (2010). The Gravity Model Specification for Modeling International Trade Flows and Free Trade Agreement Effects: A 10-Year Review of Empirical Studies. *Open Economics Journal*. Vol. 3, p. 1-13.
- Knetter, M. M. (1993). International Comparisons of Pricing-to-Market Behaviour. *American Economic Review*. Vol. 83, Issue 3, p. 473–486.
- Krugman, P. R.; Obstfeld, M. (2009). *International Economics: Theory & Policy*. 8th ed. USA: Pearson Prentice Hall. 712 p. ISBN-13: 978-0-321-49304-0.
- Kurihara, Y. (2003). APEC: International trade and output. *Pacific Economic Review*. Vol. 8, Issue 3, p. 207-17.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root. *Journal of Econometrics*. Vol. 54, Issues 1-3, pp. 159-178.
- Lee, J.-W.; Swagel, (1997). P. Trade Barriers and Trade Flows across Countries and Industries. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 79, Issue 3, pp. 372-82.
- Levin, A.; Lin, Ch.-F.; Chu, Ch.-S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. Vol. 108, Issue 1, pp. 1-24.
- Linneman, H. (1966). *An Econometric Study of World Trade Flows*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co. 234 p.
- Lipsey, R. E.; Ramstetter, E. (2001). Affiliate Activity in Japanese and U.S. Multinationals and Japanese Exports 1986–1995. *Working paper* no. 8581, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Janda, K.; Michalíková, E.; Skuhrovec, J. (2013) Credit support for export: Robust evidence from the Czech Republic. *World Economy*, Vol. 36, Issue 12, pp. 1588-1610.
- Maddala, G. S.; Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 61, pp. 631-52.
- Majerová, I.; Nezval, P. (2011). *Mezinárodní ekonomie v teorii a praxi*. 1. vyd. Kralice na Hané: Computer Press. 368 s. ISBN 978-80-251-3421-4.
- Martínez-Zarzoso, I.; Suárez-Burguet, C. (2005). Transport Costs and Trade: Empirical Evidence for Latin American Imports from the European Union. *Journal of International Trade & Economic Development*. Vol. 14, Issue 3, p. 353-371.
- Mátyás, L. (1997). Proper Econometric Specification of the Gravity Model. *World Economy*. Vol. 20, Issue 3, pp. 363-68
- Mátyás, L. (1998). The Gravity Model: Some Econometric Considerations. *World Economy*. Vol. 21, Issue 3, pp. 397-401.
- McCallum, J. (1995) National borders matter: Canada–U.S. regional trade patterns. *American Economic Review*. Vol. 85, p. 615–623.
- McNew, K.; Fackler, P. (1997). Testing Market Equilibrium: Is Cointegration Informative? *Journal of Agricultural and Resource Economics*. Vol. 22, Issue 2, pp. 191-207.
- Melitz, J. (2007). North, South and distance in the gravity model. *European Economic Review*. Vol. 51, Issue 4, p. 971-991.

- Michael, P.; Nobay, A. R.; Peel, D. (1994). Purchasing Power Parity Yet Again: Evidence from Spatially Separated Commodity Market. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 13, Issue 6, p. 637–657.
- Miljkovic, D. (1999). The law of one price in international trade: A critical review. *Review of Agriculture Economics*. Vol. 21, Issue 1, p. 126–139.
- Mohanty, S.; Meyers, W. H.; Smith, D. B. (1999) A reexamination of price dynamics in the international wheat market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 47, Issue 1, pp. 21–29.
- MZE ČR. (2008). *Situační a výhledová zpráva - obiloviny*. Praha: MZE ČR, 100 s. ISBN 978-80-7084-702-2.
- MZE ČR. (2009). *Situační a výhledová zpráva - obiloviny*. Praha: MZE ČR, 103 s. ISBN 978-80-7084-801-2.
- MZE ČR. (2012). *Situační a výhledová zpráva – obiloviny*. Praha: MZE, ČR, 110 s. ISBN 978-80-7434-055-0.
- Nilsson, L. (2000). Trade Integration and the EU Economic Membership Criteria. *European Journal of Political Economy*. Vol. 16, Issue 4, pp. 807–27.
- Nitsch, V. (2007). State Visits and International Trade. *World Economy*. Vol. 30, Issue 12, pp. 1797-1816.
- Oguledo, V. I.; MacPhee, C. R. (1994). Gravity models: A reformulation and an application to discriminatory trade arrangements. *Applied Economics*. Vol. 26, Issue 2, p. 107–120.
- Oh, J.; Rahman Sardar, R. (2013). Gravity matters: International trade of Bangladesh. *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 25, Issue 1, pp. 34-46.
- Palaskas, T. B.; Harriss-White, B. (1993). Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy. *Journal of Development Studies*. Vol. 30, Issue 1, pp. 1-57.
- Pakko, M. R.; Wall, H. J. (2001). Reconsidering the Trade-Creating Effects of a Currency Union. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 83, Issue 5, pp. 37-45.
- Park, H.; Mjelde, J. W.; Bessler D. A. (2007). Time-varying threshold cointegration and the law of one price. *Applied Economics*. Vol. 39, Issue 9, p. 1091-1105.
- Pérez-Pascual, P. A.; Sanz-Carnero, B. (2011). Law of One Price: Evidence from the Spanish Wheat Market. *The Annals of Regional Science*. Vol. 47, Issue 2, pp. 329-51.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*. Vol. 53, pp. 1361-1401.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 8. pp. 153-162.
- Perron, P.; Vogelsang, T. J. (1992). Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 10, pp. 467-470.
- Pesaran, H. M. (2007) A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 22, pp. 265–312.
- Phillips, P. C. B.; Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. Vol. 75, pp. 335-346.



- Pishbahar, E.; Huchet-Bourdon, M. (2008). European Union's Preferential Trade Agreements in Agricultural Sector: A Gravity Approach. *Journal of International Agricultural Trade and Development*. Vol. 5, Issue 1, pp. 107-27.
- Porojan, A. (2001). Trade Flows and Spatial Effects: The Gravity Model Revisited. *Open Economies Review*. Vol. 12, Issue 3, pp. 265-280.
- Pöyhönen, P. (1963). Tentative Model for the Volume of Trade between Countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*. Vol. 90, Issue 1, pp. 93-100.
- Ravallion, M. (1986). Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 68, Issue 1, p. 102-109.
- Redding, S.; Venables, A. J. (2004). Economic geography and international inequality. *Journal of International Economics*. Vol. 62, Issue 1, p. 53-82.
- Richardson, J. D. (1978). Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price. *Journal of International Economics*. Vol. 8, Issue 2, p. 341-351.
- Rogoff, K.; Froot, K.; Kim, M. (2001) *The law of one price over 700 years*. Working paper No. 174. International Monetary Fund. 42 s.
- Rose, A. K. (2000). One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade. *Economic Policy: A European Forum*. Vol 15, Issue 30, pp. 7-33.
- Rose, A. K. (2004). Do We Really Know That the WTO Increases Trade? *American Economic Review*. Vol. 94, Issue 1, pp. 98-114.
- Rose, A. K.; van Wincoop, E. (2001). National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union. *American Economic Review*. Vol. 91, Issue 2, pp. 386-90.
- Rumánková, L. (2012). Examination of existence of the law of one price at Czech meat markets. *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, Vol. 4 - special, s. 39-47.
- Sarker, R.; Jayasinghe, S. (2007). Regional Trade Agreements and Trade in Agri-food Products: Evidence for the European Union from Gravity Modeling Using Disaggregated Data. *Agricultural Economics*. Vol. 37, Issue 1, pp. 93-104.
- Sexton, R.; Kling, C.; Carman, H. (1991). Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery Markets. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73, Issue 3, pp. 568-80.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, Vol. 6, Issue 2, pp. 461-464.
- Spiller, P.; Wood, R. O. (1988). The Estimation of Transaction Costs in Arbitrage Models. *Journal of Econometrics*. Vol 39, Issue 3, p. 309-326.
- Spreen, T. H.; Kilmer, R. L.; Pitta, C. R. (2007). Nonhomogeneous products and the law of one price. *Agribusiness*. Vol. 23, Issue 3, p. 407-420.
- Sohn, C-H. (2005). Does the gravity model explain South Korea's trade flows? *Japanese Economic Review*. Vol. 56, Issue 4, pp. 417-430.
- Soukup, A. (2009). *Mezinárodní ekonomie*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk, 283 s. ISBN 978-80-7380-197-7.
- Stack, M. M. (2009). Regional Integration and Trade: Controlling for Varying Degrees of Heterogeneity in the Gravity Model. *World Economy*. Vol. 32, Issue 5, pp. 772-89.

- Stack, M. M.; Pentecost, E. J. (2011). Regional Integration and Trade: A Panel Cointegration Approach to Estimating the Gravity Model. *Journal of International Trade and Economic Development*. Vol. 20, Issue 1, pp. 53-65.
- StataCorp. (2009). *Stata Base Reference Manual: Release 11*. Statistical Software. College Station, Texas: StataCorp. LP. p. 2117. ISBN: 978-1-59718-066-5.
- Ševela, M. (2002). Gravity-type model for Czech agricultural export. *Agricultural Economics*. Vol. 48, Issue 10, pp. 463-466.
- Tang, X.; Laaksonen-Craig, S. (2007). The law of one price in the United States and Canadian newsprint markets. *Canadian Journal of Forest Research*. Vol. 37, Issue 8, p. 1495-1504.
- Thompson, S.; Sul, D. Bohl, M. (2002). Spatial Market Efficiency and Policy Regime Change: Seemingly Unrelated Error Correction Model Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 84, Issue 4, pp. 1041-1053.
- Tinbergen, J. (1962). *Shaping the World Economy: Suggestion for an International Economic Policy*. New York: Twentieth Century Fund. 352 p.
- Tong, H. (1978). *On a Threshold Model*. In: Chen, C, (ed.) Pattern recognition and signal processing. NATO ASI Series E: Applied Sc. (29). Sijthoff & Noordhoff, Netherlands, pp. 575-586. ISBN 9789028609785.
- Trefler, D. (1993). Trade liberalization and the theory of endogenous protection: an econometric study of U.S. import policy. *Journal of Political Economy*. Vol. 101, Issue 1, p. 138-160.
- Tsay, R. S. (1989). Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 84, Issue 405, p. 231-240.
- Vataja, J. (2000). Should the Law of One Price Be Pushed Away? Evidence from International Commodity Markets. *Open Economies Review*. Vol. 11, Issue 4, pp. 399-415.
- Vavra, P.; Goodwin, B. K. (2005). Analysis of Price Transmission Along the Food Chain. OECD Food, *Agriculture and Fisheries Working Papers*, No. 3, OECD Publishing. doi:10.1787/752335872456.
- Voška, M. (2010). Společná zemědělská politika EU a její aplikace v České republice. *Současná Evropa*, Vol. 2, pp. 127-142.
- Wang, Ch.; Wei, Y.; Liu, X. (2010). Determinants of Bilateral Trade Flows in OECD Countries: Evidence from Gravity Panel Data Models. *World Economy*. Vol. 33, Issue 7, pp. 894-915.
- Wang, Z. K.; Winters, A. L. (1991). The Trading Potential of Eastern Europe. *Discussion Paper*, No. 610, London: CEPR.
- Wilson, J. S.; Mann, C. L.; Otsuki, T. (2003). Trade Facilitation and Economic Development: A New Approach to Quantifying the Impact. *World Bank Economic Review*. Vol. 17, Issue 3, p. 367-89.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2. vyd. Cambridge, MA: MIT Press. 1096 p. ISBN-13: 978-0-262-23258-6
- Zahniser, S. S. a kol. (2002). Regionalism in the Western Hemisphere and Its Impact on U.S. Agricultural Exports: A Gravity-Model Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 84, Issue 3, pp. 791-97.
- Židek, L. (2011). Czech trade integration over the last two decades. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*. Vol. LIX, No. 7, pp. 507-518.

## 11 SEZNAM TABULEK, GRAFŮ A SCHÉMAT

### Seznam tabulek

Tabulka č. 3.1 – Odlišnosti vybraných modelů mezinárodní směny.....	6
Tabulka č. 3.2 – Proměnné v gravitačním modelu a jejich předpoklady.....	18
Tabulka č. 3.3 – Přehled řešené problematiky gravitačních modelů v 21. století.....	34
Tabulka č. 3.4 – Přehled řešené problematiky zákona jedné ceny v 21. století .....	57
Tabulka č. 4.1 – Varianty testování kointegrace .....	81
Tabulka č. 5.1 – Scénáře pro simulaci dat a testování modelu. ....	86
Tabulka č. 5.2 – Rovnice ceny dovozní země a transakčních nákladů pro jednotlivé scénáře.....	90
Tabulka č. 5.3 – Rovnice exportu pro jednotlivé scénáře.....	92
Tabulka č. 5.4 – Testování jednotkového kořene časové řady cen vývozní země Pit.....	93
Tabulka č. 5.5 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář A.....	94
Tabulka č. 5.6 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář A.....	95
Tabulka č. 5.7 – VEC modely, bez restrikcí, scénář A.....	96
Tabulka č. 5.8 – LR test pro VEC modely pro scénář A, restrikce: parametr dovozní ceny se rovná jedné.....	98
Tabulka č. 5.9 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář B.....	99
Tabulka č. 5.10 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář B.....	99
Tabulka č. 5.11 – VEC modely, bez restrikcí, scénář B.....	100
Tabulka č. 5.12 – LR test pro VEC modely pro scénář B, restrikce: parametr dovozní ceny se rovná jedné.....	101
Tabulka č. 5.13 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář C.....	102
Tabulka č. 5.14 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář C.....	103
Tabulka č. 5.15 – VEC modely, bez restrikcí, scénář C.....	104
Tabulka č. 5.16 – LR test pro VEC modely pro scénář C, restrikce: parametr dovozní ceny se rovná jedné.....	105
Tabulka č. 5.17 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář D, E.....	107
Tabulka č. 5.18 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář D, E.....	107
Tabulka č. 5.19 – VEC modely, bez restrikcí, scénář D, E.....	108
Tabulka č. 5.20 – LR test pro VEC modely pro scénář D, E, restrikce: parametr dovozní ceny roven jedné.....	109
Tabulka č. 5.21 – LR test pro varianty VECM, scénář D, E.....	109
Tabulka č. 5.22 – Testování jednotkového kořene časové řady cen dovozní země Pjt, scénář F.....	110
Tabulka č. 5.23 – Johansenův test kointegrace pro Pit a Pjt, scénář F.....	111
Tabulka č. 5.24 – Odhad gravitační rovnice, scénář A.....	113
Tabulka č. 5.25 – Odhad gravitační rovnice, scénář B.....	115
Tabulka č. 5.26 – Odhad gravitační rovnice, scénář C.....	117
Tabulka č. 5.27 – Odhad gravitační rovnice, scénář D.....	120
Tabulka č. 5.28 – Odhad gravitační rovnice, scénář E.....	121

## Seznam tabulek (pokračování)

Tabulka č. 5.29 – Testování parametru proměnné diference ceny.....	123
Tabulka č. 6.1 – Deklarace proměnných první rovnice modelu a zdroj dat.....	126
Tabulka č. 6.2 – Základní popisné statistiky proměnné cen pšenice, období: 1995m7 – 2012m12, jednotky EUR/100kg.....	127
Tabulka č. 6.3 – Základní popisné statistiky proměnné cen ječmene, období: 1995m7 – 2012m12, jednotky EUR/100kg.....	127
Tabulka č. 6.4 – Testování jednotkového kořene časových řad cen pšenice ČR, Slovenska a Polska.....	130
Tabulka č. 6.5 – Testování jednotkového kořene časových řad cen pšenice Německa, Rakouska a Maďarska.....	132
Tabulka č. 6.6 – Informační kritéria pro ceny pšenice, model pro všechny zkoumané země.....	134
Tabulka č. 6.7 – Johansenův test kointegrace pro všechny země, komodita pšenice.....	135
Tabulka č. 6.8 – Výběr zpoždění pro párové testy kointegrace pro časové řady cen, komodita pšenice.....	137
Tabulka č. 6.9 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, první část, komodita pšenice.....	139
Tabulka č. 6.10 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, druhá část, komodita pšenice.....	140
Tabulka č. 6.11 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, třetí část, komodita pšenice.....	141
Tabulka č. 6.12 – Výběr varianty VEC modelu pro kointegrované varianty párů zemí, komodita pšenice...	142
Tabulka č. 6.13 – Testování zákona jedné ceny pro jednotlivé páry zemí, komodita pšenice.....	143
Tabulka č. 6.14 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla potvrzena platnost zákona jedné cen, modely VEC s restrikcemi, komodita pšenice.....	145
Tabulka č. 6.15 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla zamítnuta platnost zákona jedné ceny, neomezené verze VEC modelů, komodita pšenice.....	146
Tabulka č. 6.16 - Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, AT, komodita pšenice.....	148
Tabulka č. 6.17 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro dva a tři kointegrační vektory, země CZ, PL, DE, AT, varianta 4 VEC modelu, komodita pšenice.....	149
Tabulka č. 6.18 – Výstup VEC modelu, varianta 4, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Rakousko, Polsko, komodita pšenice.....	150
Tabulka č. 6.19 – Test kointegrace pro ceny zemí CZ, PL, DE, AT, SK, komodita pšenice.....	151
Tabulka č. 6.20 – Testování jednotkového kořene časových řad cen ječmene České republiky, Slovenska a Polska.....	152
Tabulka č. 6.21 – Testování jednotkového kořene časových řad cen ječmene Německa, Rakouska a Maďarska.....	153
Tabulka č. 6.22 – Informační kritéria pro ceny ječmene, model pro všechny zkoumané země.....	154
Tabulka č. 6.23 – Johansenův test kointegrace pro všechny země, komodita ječmen.....	155
Tabulka č. 6.24 – Výběr zpoždění pro párové testy kointegrace pro časové řady cen, komodita ječmen.....	156
Tabulka č. 6.25 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, první část, komodita ječmen.....	157
Tabulka č. 6.26 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, druhá část, komodita ječmen.....	158
Tabulka č. 6.27 – Testování kointegrace pro jednotlivé páry zemí, třetí část, komodita ječmen.....	159
Tabulka č. 6.28 – Výběr varianty VEC modelu pro kointegrované varianty párů zemí, komodita ječmen...	160
Tabulka č. 6.29 – Testování zákona jedné ceny pro jednotlivé páry zemí, komodita ječmen.....	161

## Seznam tabulek (pokračování)

Tabulka č. 6.30 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla potvrzena platnost zákona jedné cen, modely VEC s restrikcemi, komodita ječmen.....	162
Tabulka č. 6.31 – Odhadnuté dlouhodobé vztahy pro integrované páry zemí, u kterých byla zamítnuta platnost zákona jedné ceny, neomezené verze VEC modelů, komodita ječmen.....	163
Tabulka č. 6.32 – Testování kointegrace pro trojici zemí CZ, PL, DE komodita ječmen.....	165
Tabulka č. 6.33 – Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, AT, komodita ječmen.....	165
Tabulka č. 6.34 – Testování kointegrace pro čtveřici zemí CZ, PL, DE, HU, komodita ječmen.....	166
Tabulka č. 6.35 – Výstup VEC modelu, varianta 3, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Polsko, Maďarsko, komodita ječmen.....	167
Tabulka č. 6.36 – Výstup VEC modelu, neomezená verze modelu, varianta 3, pro ceny zemí Česká republika, Německo, Polsko, Maďarsko, komodita ječmen.....	168
Tabulka č. 6.37 – Deklarace proměnných druhé rovnice modelu a zdroj dat.....	169
Tabulka č. 6.38 – Základní popisné statistiky vývozu pšenice v tunách, období 1995q3-2012q4.....	171
Tabulka č. 6.39 – Základní popisné statistiky vývozu ječmene v tunách, období: 1995q3-2012q4.....	173
Tabulka č. 6.40 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, první část, komodita pšenice.....	176
Tabulka č. 6.41 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, druhá část, komodita pšenice.....	177
Tabulka č. 6.42 – Výsledky Hausmanova testu, závislá proměnná: vývoz pšenice.....	179
Tabulka č. 6.43 – Model náhodných efektů, závislá proměnná: vývoz pšenice.....	180
Tabulka č. 6.44 – Model náhodných efektů pro analýzu dopadu očištěné difference cen, závislá proměnná: vývoz pšenice.....	182
Tabulka č. 6.45 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, první část, komodita ječmen.....	183
Tabulka č. 6.46 – Odhad pomocných regresí pro vygenerování očištěné difference cen, druhá část, komodita ječmen.....	184
Tabulka č. 6.47 – Model fixních efektů, závislá proměnná: vývoz ječmene.....	186
Tabulka č. 6.48 – Testování modelu fixních efektů.....	188
Tabulka č. 6.49 – Robustní odhad modelu fixních efektů, závislá proměnná: vývoz ječmene.....	189
Tabulka č. 6.50 – Robustní odhad modelu fixních efektů, úprava modelu, závislá proměnná: vývoz ječmene.....	190
Tabulka č. 6.51 – Odhad soustavy zdánlivě nesouvisejících rovnic, závislá proměnná: vývoz ječmene.....	192
Tabulka č. 7.1 – Zhodnocení stupně integrace v rámci párového porovnání, komodita pšenice.....	201
Tabulka č. 7.2 – Zhodnocení stupně integrace v rámci párového porovnání, komodita ječmen.....	202

## Seznam grafů

Graf č. 5.1 – Simulace ceny dovozní země pro jednotlivé scénáře.....	91
Graf č. 5.2 – Simulace exportu, scénář A až E.....	92
Graf č. 5.3 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář A.....	112
Graf č. 5.4 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář B.....	114
Graf č. 5.5 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář C.....	116
Graf č. 5.6 – Rozdíl cen mezi zeměmi bez a s očištěním o transakční náklady, scénář D, E.....	119
Graf č. 6.1 – Ceny pšenice v jednotlivých státech v EUR/100 kg, období v 1995:07 – 2012:12.....	128
Graf č. 6.2 – Ceny ječmene v jednotlivých státech v EUR/100 kg, období 1995:07 – 2012:12.....	129
Graf č. 6.3 – Vývoz pšenice z ČR do vybraných středoevropských zemí, období: 1995q3 – 2012q4, jednotky: tisíc tun.....	172
Graf č. 6.4 – Vývoz ječmene z ČR do vybraných středoevropských zemí, období: 1995q3-2012q4, jednotky: tisíce tun.....	173
Graf č. 6.5 – Rezidua, resp. proměnná diference cen po odčerpání transakčních nákladů pro jednotlivé páry zemí, komodita pšenice.....	178
Graf č. 6.6 – Rezidua, resp. proměnná diference cen po odčerpání transakčních nákladů pro jednotlivé páry zemí, komodita ječmen.....	185

## Seznam schémat

Schéma č. 3.1 – Modely bez fixních či náhodných efektů.....	27
Schéma č. 3.2 – Přehled modelů s fixními efekty.....	31
Schéma č. 4.1 – Odvozený model prostorové integrace.....	68
Schéma č. 4.2 – Proces testování kointegrace při aplikaci Johansenova testu.....	70
Schéma č. 5.1 – Nastavení simulace proměnné HDP vývozní a dovozní země.....	89
Schéma č. 5.2 – Nastavení simulace proměnné populace vývozní a dovozní země.....	89
Schéma č. 5.3 – Nastavení simulace proměnné ceny vývozní země.....	90
Schéma č. 7.1 – Vztahy cen při párovém porovnání vybraných zemí střední Evropy, komodita pšenice.....	197
Schéma č. 7.2 – Vztahy cen při párovém porovnání vybraných zemí střední Evropy, komodita ječmen.....	200

## 12 PŘÍLOHY

### ***Seznam příloh:***

Příloha č. 1: Seznam zkratk

Příloha č. 2: Specifikace modelů vývozu pro pšenici a ječmen

Příloha č. 3: Kód pro simulace dat v softwaru MATLAB

Příloha č. 4: VAR model a informační kritéria pro scénář A, resp. scénář B, simulované proměnné Pit, Pjt

Příloha č. 5: Odhady VEC modelů pro scénář A, kompletní výstupy

Příloha č. 6: Odhady VEC modelů pro scénář B, kompletní výstupy

Příloha č. 7: VAR model a informační kritéria pro scénář C, proměnné Pit, Pjt

Příloha č. 8: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář C, proměnné Pit, Pjt

Příloha č. 9: Odhady VEC modelů pro scénář C, kompletní výstupy

Příloha č. 10: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář D, E, proměnné Pit, Pjt

Příloha č. 11: Odhady VEC modelů pro scénář D, E, kompletní výstupy

Příloha č. 12: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář F, proměnné Pit, Pjt

Příloha č. 13: Odhad regresní funkce dovozní ceny pro vygenerování difference cen očištěné o transakční náklady

Příloha č. 14: Výsledky testování sezónnosti vybraných proměnných

Příloha č. 15: Podrobné výsledky testů jednotkového kořene

Příloha č. 16: Testování VAR modelů, komodita pšenice, země CZ, SK, PL, DE, AT, HU

Příloha č. 17: Výstup modelu VAR při odhadu a testování modelu s aditivními dummy proměnnými

Příloha č. 18: Výsledky modelů VEC pro páry zemí, komodita pšenice

Příloha č. 19: Určení zpoždění a testování VAR modelů pro různé skupiny zemí, komodita pšenice

Příloha č. 20: Výsledky modelů VEC pro páry zemí, komodita ječmen

Příloha č. 21: Ověření konvergence u kladných zatížení dlouhodobých vztahů

Příloha č. 22: Určení zpoždění a testování VAR modelů pro různé skupiny zemí, komodita ječmen

## Příloha č. 1: Seznam zkratk

Zkratka	Anglický název	Český název
ADF	Augmented Dickey-Fuler (1979) test	Rozšířený Dickeyův-Fulerův test
APEC	Asia Pacific Economic Cooperation	Asijsko-tichomořská hospodářská spolupráce
ASEAN	Association of Southeast Asian Nations	Sdružení národů jihovýchodní Asie
CADF	Cross-sectionally Augmented Dickey Fuller test	Dílčí průřezový rozšířený Dickyův-Fullerův test
CEEC	Countries of Central and Eastern Europe	Země střední a východní Evropy
CER	Closer Economic Relations	Užší ekonomické vztahy
COMECON	Council for Mutual Economic Assistance	Rada pro vzájemnou ekonomickou asistenci
CUSFTA	Canada-US Free Trade Agreement	Kanadsko-Americká dohoda o volném obchodu
DFE	First-differenced model	Model prvních diferencí
DLSDV	Dynamic Least Squares Dummy Variable dummy estimator	Dynamická metoda nejmenších čtverců dummy proměnné
DOLS	Dynamic OLS (Ordinary Least Squares)	Dynamická metoda nejmenších čtverců
DP	Dickey-Pantula (1987) test	Dickeyův-Pantulův test
DW	Durbin-Watson (1950, 1951) test	Durbinův-Watsonův test
IDW	Integration Durbin Watson statistika	Integrovaná Durbinova-Watsonova statistika
EC	Error Correction model	Model korekce chyby
EEC	European Economic Community	Evropské hospodářské společenství (EHS)
EFTA	European Free Trade Agreement	Evropské sdružení volného obchodu (ESVO)
EU	European Union	Evropská unie
FDI	Foreign Direct Investment	Přímé zahraniční investice
FE	Fixed Effects	Fixní efekty
FMOLS	Fully Modified Ordinary Least Squares	Plně modifikovaná metoda nejmenších čtverců
FOB	Free On Board	„Vyplaceně na palubu lodi“ (Incoterms)
FTA	Free trade agreements	Dohody volného obchodu
GATT	General Agreement on Tariffs and Trade	Všeobecná dohoda na clech a obchodu
GLS	Generalized Least Squares	Zobecněná metoda nejmenších čtverců
GM	Gravity model	Gravitační model
GMM	Generalised Method of Moments	Zobecněná momentová metoda
HDP	Gross Domestic Product (GDP)	Hrubý domácí produkt
HND	Gross National Income (GNI)	Hrubý národní důchod
HT	Hausman, Taylor (model)	Hausmanův-Taylorův model
HTP	Heterogeneous Trading Pair model	heterogenní obchodní model dvojic,
IV	Instrumental Variable (method)	Metoda instrumentální proměnné
KPSS	Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (1992) test	Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shinův test



## **Příloha č. 1 (pokračování): Seznam zkratk**

<b>Zkratka</b>	<b>Anglický název</b>	<b>Český název</b>
LAFTA	Latin American Free Trade Agreement	Latinskoamerická dohoda o volném obchodu
LLC	Levin, Lin, Chu (2002) test	Levin, Lin, Chu test
LOP	Law of One Price	Zákon jedné ceny
LRM	Linear regression model	Lineární regresní model
LSDV	Least Squares Dummy Variable estimator	Odhad nejmenších čtverců dummy proměnné
MERCOSUR	South American Common Market	Jihoamerický společný trh
MLE	Maximum Likelihood (method)	Metoda maximální věrohodnosti
MW	Maddala and Wu test of unit root	Maddala-Wu test jednotkového kořene
NAFTA	North American Free Trade Agreement	Severoamerická dohoda o volném obchodu
NRPTP	Nonreciprocal Preferential Trade Policies	Nereciproční preferenční obchodní politiky
NTT	New Trade Theory	Nová obchodní teorie
OECD	Organization for Economic Cooperation Development	Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj
OLS	Ordinary Least Squares	Metoda nejmenších čtverců (MNC)
PCS	Pooled Cross-Section (model)	Sdružená průřezová regrese
PDV	Pooled dummy variable model	Sdružený model dummy proměnné
POLS	Pooled OLS (Ordinary Least Squares)	Sdružená metoda nejmenších čtverců
PP	Phillips-Perron (1988) test	Phillipsův-Perronův test
RE	Random Effects	Náhodné efekty
REI	Regional Economic Integration	Regionální ekonomická integrace
RTA	Regional Trade Agreement	Regionální obchodní dohoda
SCS	Single-year cross-section (model)	Jednoletý průřezový model
SFE	Symmetric fixed-effects model	Model symetrických fixních efektů
SGM	Standard Gravity Model	Standardní gravitační model
SUM	Single-unit model	Model jednotlivých jednotek
SUR	Seemingly Unrelated Regressions (estimator)	Soustava zdánlivě nesouvisejících regresních rovníc
SWR	Switching Regression model	Přechodný regresní model
TAR	Threshold Autoregressive model	Prahový autoregresní model
TSLS	Two Stage Least Squares	Dvojstupňová metoda nejmenších čtverců
VAR	Vector Autoregressive model	Vektorový autoregresní model
VEC	Vector Error Correction model	Vektorový model korekce chyby
XFE	Fixed-effects model with unique value for direction	Model fixních efektů s unikátním směrem obchodu

## Příloha č. 2: Specifikace modelů vývozu pro pšenici a ječmen

Následující vztahy představují hlavní specifikace modelu vývozu pšenice a ječmene, jež byly odhadovány. Z daných specifikací, byla vybrána varianta, jež dosahovala nejlepších výsledků ekonomické a statistické verifikace a jejíž výsledky jsou uvedeny v hlavním textu disertační práce. Deklarace jednotlivých proměnných je uvedena v tabulce č. 6.37 v kapitole 6.2.1.

$$\ln \text{Wheat\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{GDPcap}_{it}, \ln \text{GDPcap}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{WhYIELDS}_{it^*}, \ln \text{WhYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{WhHARVEST}_{it^*}, \ln \text{WhHARVEST}_{jt^*}, \text{Wheat\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Wheat\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{GDPcap}_{it}, \ln \text{GDPcap}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{WhYIELDS}_{it^*}, \ln \text{WhYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{WhAREA}_{it^*}, \ln \text{WhAREA}_{jt^*}, \text{Wheat\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Wheat\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{POP}_{it}, \ln \text{POP}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{WhYIELDS}_{it^*}, \ln \text{WhYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{WhHARVEST}_{it^*}, \ln \text{WhHARVEST}_{jt^*}, \text{Wheat\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Wheat\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{POP}_{it}, \ln \text{POP}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{WhYIELDS}_{it^*}, \ln \text{WhYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{WhAREA}_{it^*}, \ln \text{WhAREA}_{jt^*}, \text{Wheat\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Barley\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{GDPcap}_{it}, \ln \text{GDPcap}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{BaYIELDS}_{it^*}, \ln \text{BaYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{BaHARVEST}_{it^*}, \ln \text{BaHARVEST}_{jt^*}, \text{Barley\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Barley\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{GDPcap}_{it}, \ln \text{GDPcap}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{BaYIELDS}_{it^*}, \ln \text{BaYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{BaAREA}_{it^*}, \ln \text{BaAREA}_{jt^*}, \text{Barley\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Barley\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{POP}_{it}, \ln \text{POP}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{BaYIELDS}_{it^*}, \ln \text{BaYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{BaHARVEST}_{it^*}, \ln \text{BaHARVEST}_{jt^*}, \text{Barley\_AdjDifPrice})$$

$$\ln \text{Barley\_EXPORT}_{ijt} = fce(\ln \text{GDP}_{it}, \ln \text{GDP}_{jt}, \ln \text{POP}_{it}, \ln \text{POP}_{jt}, \text{dif\_lnExRate}_t, \text{EU}_M, \text{EU}_2, \ln \text{WhYIELDS}_{it^*}, \ln \text{WhYIELDS}_{jt^*}, \ln \text{WhAREA}_{it^*}, \ln \text{WhAREA}_{jt^*}, \text{Wheat\_AdjDifPrice})$$

## Příloha č. 3: Kód pro simulace dat v softwaru MATLAB

### Kód pro scénář A

```
clear;
randn('seed',1995);
nr=1000;           % mnozstvi simulovanych pozorovani
time=1:1:nr;
t=time';          % casovy vektor

% Parametry pro simulaci exogennich promennych gravitacni rovnice
alfa0=0.5;        % konstanta rovnice HDPi, vyvozni zeme
alfa1=1;          % parametr rovnice HDPi, vyvozni zeme
beta0=0.3;        % konstanta rovnice HDPj, dovozni zeme
beta1=1;          % parametr rovnice HDPj, dovozni zeme
gamal=1;          % parametr rovnice ceny Pi, vyvozni zeme
delta=0;          % parametr rovnice transakcnich nakladu
theta0=0;         % konstanta rovnice ceny Pj, dovozni zeme, nulova, jelikoz
                  % konstantu budou pripadne reprezentovat transakcni naklady
theta1=1;         % parametr rovnice ceny Pi, vyvozni zeme,
                  % pri platnosti zakona jedne ceny roven 1
theta2=1;         % parametr transakcnich nakladu,
                  % pokud jsou TR rovny nule, nevyznamnost TR
lambda0=20;       % konstanta rovnice populace zeme i
lambda1=15;       % parametr rovnice popuace zeme i
lambdaa0=10;      % konstanta rovnice populace zeme j
lambdaa1=12;      % parametr rovnice populace zeme j

% Generování náhodných proměnných pro jednotlivé rovnice
% nahodna promenna = standardni normalni rozdeleni
eGDPi=randn(nr,1); % nahodna promenna pro rovnici HDPi
eGDPj=randn(nr,1); % nahodna promenna pro rovnici HDPj
uPi=randn(nr,1);   % nahodna promenna pro rovnici Pi
uPj=randn(nr,1);   % nahodna promenna pro rovnici Pj
ePOPi=randn(nr,1); % nahodna promenna pro rovnici populaci zeme i
ePOPj=randn(nr,1); % nahodna promenna pro rovnici populaci zeme j
vExport=randn(nr,1); % nahodna promenna pro rovnici funkce exportu

% Kontrola odlisnosti vygenerovani nahodnych promennych
X=[eGDPi eGDPj uPi uPj ePOPi vExport];

% Nastaveni hodnot pro prvni pozorovani,
GDPi(1,1)=20;      % HDP vyvozni zeme
GDPj(1,1)=10;      % HDP dovozni zeme
Pi(1,1)=1;         % Cena vyvozni zeme
TR(1,1)=delta;     % Transakcni naklady, zde konstantni ve vysci delta
POPi(1,1)=20;      % Populace vyvozni zeme
POPj(1,1)=10;      % Populace dovozni zeme
ltrend=log(t);     % Logaritmus casoveho vektoru
Distij(1,1)=200;   % vzdalenost mezi zemi i a j, pro dve zeme irelevantni

% Simulace casovych rad (loop)
i=2;
while i<=nr
GDPi(i,1)=alfa0+alfa1*GDPi(i-1,1)+eGDPi(i,1);
GDPj(i,1)=beta0+beta1*GDPj(i-1,1)+eGDPj(i,1);
Pi(i,1)=gamal*Pi(i-1,1)+uPi(i,1);
TR(i,1)=delta;
Pj(i,1)=theta0+theta1*Pi(i,1)+theta2*TR(i,1)+uPj(i,1);
POPi(i,1)=lambda0+lambda1*ltrend(i,1)+ePOPi(i,1);
POPj(i,1)=lambdaa0+lambdaa1*ltrend(i,1)+ePOPj(i,1);
Distij(i,1)=200;
i=i+1;
end
```

```
% Posun casovych rad cen, aby se ceny nepohybovali v zapornych hodnotach
shift=50;
Pishift=Pi+shift;
Pjshift=Pj+shift;
Pjshift(1,1)=Pj(1,1)+shift+TR(1,1); % jelikoz loop zacinal pro i=2,
                                     je zapotrebi adekvatne upravit i=1
dPij=Pjshift-Pishift-TR; %skutečna diference mezi Pi a (Pj+TR)

% Funkce exportu
b0=60;
b1=0.8;
b2=0.5;
b3=0.3;
b4=0.2;
b5=0; % dve zeme, nevyznamnost vzdalenosti mezi zememi
b6=0;% diference cen nema vliv na export

i=1;
while i<=nr
Export(i,1)=b0+b1*GDPI(i,1)+b2*GDPj(i,1)+b3*POPI(i,1)+b4*POPj(i,1)-
b5*Distij(i,1)+b6*dPij(i,1)+vExport(i,1);
i=i+1;
end
```

### Změny kódu pro ostatní scénáře oproti kódu A

#### Scénář B

Změna parametru rovnice transakčních nákladů

```
delta=10; % parametr rovnice transakcnich nakladu
```

#### Scénář C

Změna parametrů rovnice transakčních nákladů:

```
delta0=30; % parametry rovnice transakcnich nakladu
delta1=-0.02;
```

Odpovídající změna výchozí hodnoty pro simulaci transakčních nákladů:

```
TR(1,1)=delta0; %transakcni naklady, nyní konstantni ve vysí delta
```

Odpovídající změna rovnice transakčních nákladů v sekci loop:

```
TR(i,1)=delta0+delta1*t(i,1);
```

#### Scénář D

Změna parametru rovnice transakčních nákladů

```
delta=10; % parametr rovnice transakcnich nakladu
theta1=0.5; % parametr ceny Pi, neplatnost zakona jedne ceny
```

#### Scénář E

Změna parametru rovnice transakčních nákladů

```
delta=10; % parametr rovnice transakcnich nakladu
theta1=0.5; % parametr ceny Pi, neplatnost zakona jedne ceny
```

Změna parametru diference ceny v gravitační rovnici

```
b6=0.9;
```

#### Scénář F

Nutnost nastavení výchozí hodnoty ceny dovozní země v prvním období:

```
Pj(1,1)=5;
```

Původní rovnice PJ je nahrazena rovnicí:

```
Pj(i,1)=gamma1*Pj(i-1,1)+uPj(i,1);
```

**Poznámky ke kódu:** Vzdálenost mezi zeměmi (Distij) je irelevantní pro dvě země, ale proměnná byla zahrnuta do kódu pro další možné rozšíření scénáře na více zemí.

## Příloha č. 4: VAR model a informační kritéria pro scénář A, resp. scénář B, simulované proměnné Pit, Pjt

Tabulka č. 11.4/1 – Výstupy relevantní k odhadu VAR modelu a jeho testování, scénář A, B

Odhad modelu VAR(1)				Testování autokorelace modelu VAR(1)						
Vector Autoregression Estimates				<b>Testy autokorelace</b>		<b>Portmanteau test autokorelace</b>			<b>LM test autokorelace</b>	
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04				$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění $h$		$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění $h$				
Included observations: 999 after adjustments										
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				Zpoždění		Očištěná Q-Stat		P-value	LM-Stat	P-value
	PI	PJ		1	2,531898	NA*		3,435214	0,4878	
PI(-1)	0,976242	0,950248		2	5,253869	0,2622		2,767425	0,5975	
	(0,03110)	(0,04425)		3	7,893573	0,4439		2,627289	0,6220	
	[ 31,3888]	[ 21,4748]		4	11,57047	0,4808		3,728262	0,4440	
PJ(-1)	0,012492	0,039612		5	15,93928	0,4572		4,403546	0,3541	
	(0,03071)	(0,04369)		6	18,13206	0,5787		2,191221	0,7006	
	[ 0,40682]	[ 0,90674]		7	20,74194	0,6539		2,645546	0,6188	
C	0,590156	0,499009		8	21,56763	0,8009		0,830351	0,9343	
	(0,25450)	(0,36208)		9	24,67737	0,8189		3,126354	0,5369	
	[ 2,31890]	[ 1,37816]		10	27,03430	0,8598		2,382142	0,6659	
				11	33,19821	0,7681		6,268720	0,1800	
				12	38,93024	0,6882		5,827324	0,2124	
Adj. Determinant resid covariance										
									1,118072	
Determinant resid covariance									1,111367	
Log likelihood									-2887,782	
Akaike information criterion									5,793357	
Schwarz criterion									5,822827	
Testování heteroscedasticity modelu VAR(1)				Výběr zpoždění VAR modelu dle informačních kritérií pro ceny Pit a Pjt, scénář A						
<b>Whiteův test bez křížových prvků</b>		<b>Whiteův test s křížovými prvky</b>		VAR model – výběr zpoždění na základě informačních kritérií						
$H_0$ : homoskedasticita		$H_0$ : homoskedasticita		Endogenní proměnné: Pit Pjt						
Chi-sq	P-value	Chi-sq	P-value	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
6,456401	0,8914	10,62134	0,7789	0	NA	49,31647	9,574012	9,583923	9,577781	
				1	<b>3728,979*</b>	<b>1,128162*</b>	<b>5,796344*</b>	<b>5,826075*</b>	<b>5,807650*</b>	
				2	2,649322	1,134273	5,801746	5,851297	5,820590	
				3	5,298238	1,137336	5,804442	5,873814	5,830824	
				4	0,525350	1,145968	5,812003	5,901195	5,845922	
Testování normality modelu VAR(1)				Pozn.: * indikuje optimální zpoždění vybrané daným kritériem						
<b>Jarque-Bera test</b>				LR: sekvenční modifikovaná LR test statistika (každý test s 5% hladinou významnosti),						
$H_0$ : rezidua jsou normálně rozdělena				FPE: Finální predikční chyba (Final prediction error),						
Komponenta	Testová stat.	df	P-value	AIC: Akaikeho informační kritérium,						
1	0,692688	2	0,7073	SC: Schwarzovo informační kritérium,						
2	0,999901	2	0,6066	HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium						
Joint	1,692589	4	0,7921							

Pozn. pro scénář B je konstanta v dlouhodobém vztahu v rovnici PI rovna 0,4652 (0,39703) [1,17180] a v rovnici PJ rovna 10,1029 (0,5649) [17,886];

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 5: Odhady VEC modelů pro scénář A, kompletní výstupy

Tabulka č. 11.5/1 – Verze modelů VEC bez restrikcí, scénář A

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000	
PI(-1)	-0,999405		PI(-1)	-1,001091		PI(-1)	-1,000436	
	(0,00064)			(0,00508)			(0,00528)	
	[-1563,13]			[-197,165]			[-189,607]	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
CointEq1	-0,960916	0,011864	C	0,090188		TREND	0,000055	
	(0,04368)	(0,03076)		(0,26947)			(0,00012)	
	[-21,9971]	[0,38570]		[0,33469]			[0,44917]	
R <sup>2</sup> 0,326527 0,000138			CointEq1 -0,960242 0,012638			C		
Adj. R <sup>2</sup> 0,326527 0,000138			(0,04370) (0,03076)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
SSR 2071,772 1027,160			[-21,9729] [0,41088]			CointEq1 -0,960915 0,012164		
S.E. equat. 1,440807 1,014504			R <sup>2</sup> 0,326043 0,000158			(0,04371) (0,03078)		
Log likelih. -1781,857 -1431,405			Adj. R <sup>2</sup> 0,326043 0,000158			[-21,9814] [0,39522]		
AIC 3,569284 2,867678			SSR 2073,260 1027,140			C -0,002007 -0,003441		
SIC 3,574195 2,872589			S.E. equat. 1,441324 1,014494			(0,04561) (0,03211)		
Mean dep. -0,002007 -0,003441			Log likelih. -1782,216 -1431,395			[-0,04400] [-0,10715]		
S.D. depend. 1,755681 1,014574			AIC 3,570002 2,867658			R <sup>2</sup> 0,326435 0,000157		
Determinant resid covariance (dof adj.) 1,119891			SIC 3,574914 2,872569			Adj. R <sup>2</sup> 0,325759 -0,000846		
Determinant resid. covariance 1,117650			Mean dep. -0,002007 -0,003441			SSR 2072,055 1027,141		
Log likelihood -2890,598			S.D. depend. 1,755681 1,014574			S.E. equat. 1,441627 1,015003		
AIC 5,794990			Determinant resid covariance (dof adj.) 1,119766			Log likelih. -1781,925 -1431,395		
SIC 5,814637			Determinant resid covariance 1,117526			AIC 3,571422 2,869661		
			Log likelihood -2890,542			SIC 3,581246 2,879484		
			AIC 5,796881			Mean dep. -0,002007 -0,003441		
			SIC 5,821440			S.D. depend. 1,755681 1,014574		
						Determinant resid covariance (dof adj.) 1,121775		
						Determinant resid covariance 1,117287		
						Log likelihood -2890,436		
						AIC 5,800672		
						SIC 5,835054		

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.5/2 – Verze modelů VEC s restrikcemi, scénář A

VECM - varianta 1			VECM - varianta 2			VECM - varianta 4		
Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04		
Included observations: 999			Included observations: 999			Included observations: 999		
Standard errors in ( )			Standard errors in ( )			Standard errors in ( )		
T-statistics in [ ]			T-statistics in [ ]			T-statistics in [ ]		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1)                      0,865780 Probability                            0,352126			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1)                      0,045700 Probability                            0,830722			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1)                      0,006762 Probability                            0,934464		
Cointegrating Eq:                      CointEq1			Cointegrating Eq:                      CointEq1			Cointegrating Eq:                      CointEq1		
PJ(-1)                                  1,0000			PJ(-1)                                  1,0000			PJ(-1)                                  1,0000		
PI(-1)                                  -1,0000			PI(-1)                                  -1,0000			PI(-1)                                  -1,0000		
Error Correction:                      D(PJ)                      D(PI)			C    0,032746			TREND                                      0,000057		
CointEq1                                  -0,95962                      0,012225			(0,03393)			(0,00012)		
(0,04368)                                  (0,03074)			[ 0,96513]			[ 0,49014]		
[-21,9696]                                  [ 0,39765]			Error Correction:                      D(PJ)                      D(PI)			C    0,005359		
R <sup>2</sup> 0,325977                      0,000147			CointEq1                                  -0,960709                      0,012135			Error Correction:                      D(PJ)                      D(PI)		
Adj. R <sup>2</sup> 0,325977                      0,000147			(0,04369)                                  (0,03076)			CointEq1                                  -0,961121                      0,011954		
SSR    2073,464                      1027,151			[-21,9891]                                  [ 0,39450]			(0,04371)                                  (0,03078)		
S.E. equat.                                  1,441395                      1,014499			R <sup>2</sup> 0,326367                      0,000144			[-21,9884]                                  [ 0,38840]		
Log likelih.                                  -1782,265                      -1431,4			Adj. R <sup>2</sup> 0,326367                      0,000144			C    -0,002007                      -0,003441		
AIC    3,570100                      2,867668			SSR    2072,263                      1027,153			(0,04561)                                  (0,03211)		
SIC    3,575012                      2,872580			S.E. equat.                                  1,440978                      1,014501			[-0,04400]                                  [-0,10715]		
Mean dep.                                  -0,002007                      -0,003441			Log likelih.                                  -1781,976                      -1431,402			R <sup>2</sup> 0,326574                      0,000151		
S.D.depend                                  1,755681                      1,014574			AIC    3,569521                      2,867671			Adj. R <sup>2</sup> 0,325899                      -0,000852		
Determinant resid covariance (dof adj.)                      1,120862			SIC    3,574433                      2,872582			SSR    2071,626                      1027,146		
Determinant resid covariance                      1,118619			Mean dep.                                  -0,002007                      -0,003441			S.E. equat.                                  1,441478                      1,015006		
Log likelihood                                  -2891,03			S.D.depend.                                  1,755681                      1,014574			Log likelih.                                  -1781,822                      -1431,398		
AIC    5,795857			Determinant resid covariance (dof adj.)                      1,119818			AIC    3,571215                      2,869666		
SIC    5,815503			Determinant resid covariance                      1,117577			SIC    3,581039                      2,879489		
			Log likelihood                                  -2890,565			Mean dep.                                  -0,002007                      -0,003441		
			AIC    5,796927			S.D.depend                                  1,755681                      1,014574		
			SIC    5,821485			R <sup>2</sup> 0,326574                      0,000151		
						Adj. R <sup>2</sup> 0,325899                      -0,000852		
						SSR    2071,626                      1027,146		
						S.E. equat.                                  1,441478                      1,015006		
						Log likelih.                                  -1781,822                      -1431,398		
						AIC    3,571215                      2,869666		
						SIC    3,581039                      2,879489		
						Mean dep.                                  -0,002007                      -0,003441		
						S.D.depend                                  1,755681                      1,014574		
						Determinant resid covariance (dof adj.)                      1,121782		
						Determinant resid covariance                      1,117295		
						Log likelihood                                  -2890,439		
						AIC    5,800679		
						SIC    5,835060		

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 6: Odhady VEC modelů pro scénář B, kompletní výstupy

Tabulka č. 11.6/1 - Verze modelů VEC bez restrikcí, scénář B

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000	
PI(-1)	-1,18648 (0,00192) [-618,463]		PI(-1)	-1,00109 (0,00508) [-197,165]		PI(-1)	-1,000436 (0,00528) [-189,607]	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
CointEq1	-0,36061 (0,03215) [-11,2148]	0,040155 (0,01968) [ 2,04074]	C	-9,90981 (0,26947) [-36,7754]		TREND	0,000054 (0,00012) [ 0,44917]	
R <sup>2</sup> 0,111918 0,004144			R <sup>2</sup> 0,326043 0,000158			R <sup>2</sup> 0,326435 0,000157		
Adj. R <sup>2</sup> 0,111918 0,004144			Adj. R <sup>2</sup> 0,326043 0,000158			Adj. R <sup>2</sup> 0,325759 -0,000846		
SSR 2731,962 1023,044			SSR 2073,260 1027,140			SSR 2072,055 1027,141		
S.E. equat. 1,654520 1,012470			S.E. equat. 1,441324 1,014494			S.E. equat. 1,441627 1,015003		
Log likelih. -1920,03 -1429,4			Log likelih. -1782,220 -1431,40			Log likelih. -1781,925 -1431,395		
AIC 3,845900 2,863662			AIC 3,570002 2,867658			AIC 3,571422 2,869661		
SIC 3,850811 2,868574			SIC 3,574914 2,872569			SIC 3,581246 2,879484		
Mean dep. -0,00201 -0,00344			Mean dep. -0,00201 -0,00344			Mean dep. -0,002007 -0,003441		
S.D. depend. 1,755681 1,014574			S.D. depend. 1,755681 1,014574			S.D. depend. 1,755681 1,014574		
Determinant resid covariance (dof adj.) 1,736358			Determinant resid covariance (dof adj.) 1,119766			Determinant resid covariance (dof adj.) 1,121775		
Determinant resid covariance 1,732884			Determinant resid covariance 1,117526			Determinant resid covariance 1,117287		
Log likelihood -3109,658			Log likelihood -2890,542			Log likelihood -2890,436		
AIC 6,233549			AIC 5,796881			AIC 5,800672		
SIC 6,253196			SIC 5,821440			SIC 5,835054		

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7



Tabulka č. 11.6/2 - Verze modelů VEC s restrikcemi, scénář B

VECM - varianta 1			VECM - varianta 2			VECM - varianta 4		
Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04		
Included observations: 999			Included observations: 999			Included observations: 999		
Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 222,6872 Probability 0,000000			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 0,045700 Probability 0,830722			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 0,006762 Probability 0,934464		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000	
PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000	
Error Correction:	D(PJ)	D(PI)	C	-9,96725		TREND	0,000057	
CointEq1	-0,01062 (0,00553)	-0,00021 (0,00320)		(0,03393)			(0,00012)	
	[-1,91891]	[-0,06555]		[-293,770]			[0,49014]	
			Error Correction:	D(PJ)	D(PI)	C	-9,99464	
R <sup>2</sup>	0,003675	0,000007	CointEq1	-0,960709 (0,04369)	0,012135 (0,03076)	Error Correction:	D(PJ)	D(PI)
Adj. R <sup>2</sup>	0,003675	0,000007		[-21,9891]	[0,39450]	CointEq1	-0,961121 (0,04371)	0,011954 (0,03078)
SSR	3064,946	1027,309	R <sup>2</sup>	0,326367	0,000144		[-21,9884]	[0,38840]
S.E. equat.	1,752452	1,014578	Adj. R <sup>2</sup>	0,326367	0,000144	C	-0,002007 (0,04561)	-0,003441 (0,03211)
Log likelih.	-1977,47	-1431,48	SSR	2072,263	1027,153		[-0,04400]	[-0,10715]
AIC	3,960909	2,867822	S.E. equat.	1,440978	1,014501	R <sup>2</sup>	0,326574	0,000151
SIC	3,965821	2,872734	Log likelih.	-1781,976	-1431,402	Adj. R <sup>2</sup>	0,325899	-0,000852
Mean dep.	-0,00201	-0,00344	AIC	3,569521	2,867671	SSR	2071,626	1027,146
S.D.depend	1,755681	1,014574	SIC	3,574433	2,872582	S.E. equat.	1,441478	1,015006
Determinant resid covariance (dof adj.)		2,169941	Mean dep.	-0,002007	-0,003441	Log likelih.	-1781,822	-1431,398
Determinant resid covariance		2,165599	S.D.depend.	1,755681	1,014574	AIC	3,571215	2,869666
Log likelihood		-3221,001	Determinant resid covariance (dof adj.)		1,119818	SIC	3,581039	2,879489
AIC		6,456459	Determinant resid covariance		1,117577	Mean dep.	-0,002007	-0,003441
SIC		6,476106	Log likelihood		-2890,565	S.D.depend	1,755681	1,014574
			AIC		5,796927	Determinant resid covariance (dof adj.)		1,121782
			SIC		5,821485	Determinant resid covariance		1,117295
						Log likelihood		-2890,439
						AIC		5,800679
						SIC		5,835060

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 7: VAR model a informační kritéria pro scénář C, proměnné Pit, Pjt

Tabulka č. 11.7/1 – Výstupy relevantní k odhadu VAR modelu a jeho testování, scénář C

Odhad modelu VAR(1)			Testování autokorelace modelu VAR(1)						
Vector Autoregression Estimates			Testy autokorelace	Portmanteau test autokorelace		LM test autokorelace			
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04				$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění h		$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění h			
Included observations: 999 after adjustments			Zpoždění	Očištěná Q-Stat	P-value	LM-Stat	P-value		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	PI	PJ							
PI(-1)	0,981093 (0,00847) [ 115,830]	0,022212 (0,01464) [ 1,51738]	1	217,4319	NA*	262,0731	0,0000		
PJ(-1)	0,006195 (0,00565) [ 1,09545]	0,973195 (0,00977) [ 99,5791]	2	220,4996	0,0000	3,105045	0,5404		
C	0,542177 (0,25795) [ 2,10183]	0,754925 (0,44581) [ 1,69337]	3	221,4859	0,0000	1,007750	0,9086		
			4	225,6920	0,0000	4,250455	0,3732		
Adj. Determinant resid covar.		2,139729	5	229,8896	0,0000	4,285842	0,3687		
Determinant resid covariance		2,126898	6	230,4865	0,0000	0,604722	0,9625		
Log likelihood		-3211,994	7	235,8731	0,0000	5,440856	0,2450		
Akaike information criterion		6,442431	8	239,0575	0,0000	3,230752	0,5200		
Schwarz criterion		6,471901	9	243,7590	0,0000	4,783341	0,3103		
			10	247,1997	0,0000	3,528389	0,4736		
			11	253,0993	0,0000	6,004277	0,1988		
			12	257,5479	0,0000	4,542657	0,3375		
<b>Testování heteroscedasticity modelu VAR(1)</b>			<b>Výběr zpoždění VAR modelu dle informačních kritérií pro ceny Pit a Pjt, scénář A</b>						
Whiteův test bez křížových prvků		Whiteův test s křížovými prvky		VAR model – výběr zpoždění na základě informačních kritérií					
$H_0$ : homoskedasticita		$H_0$ : homoskedasticita		Endogenní proměnné: Pit Pjt					
Chi-sq	P-value	Chi-sq	P-value	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
12,32059	0,4203	12,52054	0,6393	0	NA	1402,628	12,92186	12,93177	12,92563
<b>Testování normality modelu VAR(1)</b>				1	6388,212	2,156972	6,444459	6,474190	6,455766
Jarque-Bera test				2	260,2049	1,668788	6,187852	6,237403	6,206696
$H_0$ : rezidua jsou normálně rozdělena				3	92,43738	1,531071	6,101721	6,171093	6,128103
Komponenta	Testová stat.	df	P-value	4	63,80741	1,446127	6,044642	6,133835	6,078561
1	0,569869	2	0,7521	5	36,97744	1,403738	6,014891	6,123904	6,056348
2	3,305454	2	0,1915	6	24,99033	1,379342	5,997357	6,126191	6,046352
Joint	3,875323	4	0,4231	7	30,74140	1,347311	5,973860	<b>6,122514*</b>	6,030392
				8	15,57858	1,336649	5,965913	6,134388	6,029983
				9	25,73095	1,312209	5,947456	6,135752	6,019064
				10	17,12573	<b>1,299659*</b>	<b>5,937843*</b>	6,145959	<b>6,016988*</b>
				11	3,082323	1,306052	5,942746	6,170683	6,029429
				12	<b>10,43221*</b>	1,302490	5,940011	6,187768	6,034231
Pozn.: * indikuje optimální zpoždění vybrané daným kritériem									
LR: sekvenční modifikovaná LR test statistika (každý test s 5% hladinou významnosti), FPE: Finální predikční chyba (Final prediction error), AIC: Akaikeho informační kritérium, SC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium									

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 8: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář C, proměnné Pit, Pjt

Tabulka č. 11.8/1 – Výstupy relevantní k odhadu VAR modelu s trendem a jeho testování, scénář C

VAR(1) model			Testování autokorelace modelu VAR(1)						
Vector Autoregression Estimates			<b>Testy autokorelace</b>		<b>Portmanteau test autokorelace</b>		<b>LM test autokorelace</b>		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04			<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>		<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>		<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>		
Included observations: 999 after adjustments			Zpoždění		Očištěná Q-Stat	P-value	LM-Stat	P-value	
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	PI	PJ							
PI(-1)	0,975276 (0,03111) [ 31,3448]	0,948872 (0,04427) [ 21,4351]	1	2,482777	NA*	3,350591	0,5010		
PJ(-1)	0,012059 (0,03071) [ 0,39270]	0,038973 (0,04369) [ 0,89206]	2	5,174599	0,2698	2,738054	0,6026		
C	0,453631 (0,52372) [ 0,86617]	14,86047 (0,74511) [ 19,9441]	3	7,799031	0,4533	2,609874	0,6251		
TREND	0,000122 (0,00063) [ 0,19430]	-0,019393 (0,00089) [-21,7558]	4	11,46308	0,4897	3,716297	0,4458		
Adj. Determinant resid covar.		1,118877	5	15,82823	0,4650	4,396772	0,3550		
Determinant resid covariance		1,109935	6	18,05352	0,5839	2,221932	0,6950		
Log likelihood		-2887,138	7	20,67924	0,6576	2,660954	0,6161		
Akaike information criterion		5,796071	8	21,52635	0,8027	0,851299	0,9314		
Schwarz criterion		5,835365	9	24,67058	0,8191	3,157823	0,5318		
			10	26,98258	0,8614	2,335265	0,6744		
			11	33,12554	0,7709	6,243101	0,1817		
			12	38,90723	0,6892	5,873670	0,2088		
<b>Testování heteroscedasticity modelu VAR(1)</b>			<b>Výběr zpoždění VAR modelu dle informačních kritérií pro ceny Pit a Pjt, scénář A</b>						
<b>Whiteův test bez křížových prvků</b>		<b>Whiteův test s křížovými prvky</b>		VAR model – výběr zpoždění na základě informačních kritérií					
<i>H<sub>0</sub>: homoskedasticita</i>		<i>H<sub>0</sub>: homoskedasticita</i>		Endogenní proměnné: Pit Pjt					
Chi-sq	P-value	Chi-sq	P-value	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
14,83795	0,6731	23,92531	0,6345	0	NA	45,38531	9,490943	9,510763	9,498480
<b>Testování normality modelu VAR(1)</b>									
<b>Jarque-Bera test</b>									
<i>H<sub>0</sub>: rezidua jsou normálně rozdělena</i>									
Komponenta	Testová stat.	df	P-value						
1	0,566542	2	0,7533						
2	1,002054	2	0,6059						
Joint	1,568596	4	0,8144						
				Pozn.: * indikuje optimální zpoždění vybrané daným kritériem					
				LR: sekvenční modifikovaná LR statistika (každý test s 5% hladinou významnosti), FPE: Finální predikční chyba, AIC: Akaikeho inf.kritérium, SC: Schwarzovo inf.kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo inf.kritérium					

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 9: Odhady VEC modelů pro scénář C, kompletní výstupy

Tabulka č. 11.9/1 – Verze modelů VEC bez restrikcí, scénář C

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000	
PI(-1)	-1,37073 (-0,02526) [-54,2586]		PI(-1)	-1,405758 -0,20203 [-6,95819]		PI(-1)	-1,000437 -0,00528 [-189,608]	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			C			TREND		
CointEq1	-0,02428	0,008018		1,861409			0,020055	
	-0,00963	-0,00557		-10,7221			-0,00012	
	[-2,52231]	[ 1,43841]		[ 0,17361]			[ 164,045]	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
CointEq1	-0,02343	0,008422	CointEq1	-0,02343	0,008422	CointEq1	-0,960903	0,012184
	-0,00956	-0,00553		-0,00956	-0,00553		-0,04372	-0,03078
	[-2,45133]	[ 1,52237]		[-2,45133]	[ 1,52237]		[-21,9808]	[ 0,39584]
R <sup>2</sup>	0,006178	0,002057	R <sup>2</sup>	0,005828	0,002305	R <sup>2</sup>	0,326422	0,000157
Adj. R <sup>2</sup>	0,006178	0,002057	Adj. R <sup>2</sup>	0,005828	0,002305	Adj. R <sup>2</sup>	0,325746	-0,000846
SSR	3057,184	1025,188	SSR	3058,259	1024,933	SSR	2072,054	1027,140
S.E. equat.	1,750232	1,01353	S.E. equat.	1,750539	1,013404	S.E. equat.	1,441627	1,015003
Log likelih.	-1976,208	-1430,445	Log likelih.	-1976,383	-1430,321	Log likelih.	-1781,925	-1431,395
AIC	3,958374	2,865756	AIC	3,958725	2,865507	AIC	3,571422	2,86966
SIC	3,963286	2,870667	SIC	3,574914	2,870419	SIC	3,581245	2,879483
Mean dep.	-0,022027	-0,00344	Mean dep.	-0,02203	-0,00344	Mean dep.	-0,022027	-0,003441
S.D. depend.	1,755663	1,014574	S.D. depend.	1,755663	1,014574	S.D. depend.	1,755663	1,014574
Determinant resid covariance (dof adj.)	2,141996		Determinant resid covariance (dof adj.)	2,141950		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,121774	
Determinant resid covariance	2,137709		Determinant resid covariance	2,137663		Determinant resid covariance	1,117287	
Log likelihood	-3214,527		Log likelihood	-3214,516		Log likelihood	-2890,436	
AIC	6,443497		AIC	6,445478		AIC	5,800672	
SIC	6,463144		SIC	6,470036		SIC	5,835054	

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.9/2 – Verze modelů VEC s restrikcemi, scénář C

VECM - varianta 1			VECM - varianta 2			VECM - varianta 4		
Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04		
Included observations: 999			Included observations: 999			Included observations: 999		
Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 16,04477 Probability 0,000062			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 2,707820 Probability 0,099857			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 0,006772 Probability 0,934414		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000	
PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000	
Error Correction:	D(PJ)	D(PI)	C	-19,376		TREND	0,020058	
CointEq1	-0,003264	0,000027		-1,49156			-0,00012	
	-0,00267	-0,00154		[-12,9904]			[ 170,462]	
	[-1,22366]	[ 0,01775]	Error Correction:	D(PJ)	D(PI)	C	-29,9947	
R <sup>2</sup>	0,001341	-0,000011	CointEq1	-0,02829	0,002251	Error Correction:	D(PJ)	D(PI)
Adj. R <sup>2</sup>	0,001341	-0,000011		-0,00936	-0,00543	CointEq1	-0,961109	0,011973
SSR	3072,064	1027,313		[-3,02167]	[ 0,41424]		-0,043710	-0,03078
S.E. equat.	1,754486	1,014580	R <sup>2</sup>	0,008910	0,000160		[-21,9877]	[ 0,38902]
Log likelih.	-1978,633	-1431,479	Adj. R <sup>2</sup>	0,008910	0,000160	C	-0,02203	-0,00344
AIC	3,963229	2,867826	SSR	3048,781	1027,137		-0,04561	-0,03211
SIC	3,968141	2,872738	S.E. equat.	1,747825	1,014493		[-0,48298]	[-0,10715]
Mean dep.	-0,022027	-0,003441	Log likelih.	-1974,833	-1431,394	R <sup>2</sup>	0,326561	0,000152
S.D.depen.	1,755663	1,014574	AIC	3,955621	2,867655	Adj. R <sup>2</sup>	0,325886	-0,000851
Determinant resid covariance (dof adj.)	2,176676		SIC	3,960533	2,872566	SSR	2071,625	1027,146
Determinant resid covariance	2,172320		Mean dep.	-0,022027	-0,003441	S.E. equat.	1,441478	1,015006
Log likelihood	-3222,549		S.D.depend.	1,755663	1,014574	Log likelih.	-1781,822	-1431,398
AIC	6,459558		Determinant resid covariance (dof adj.)	2,147763		AIC	3,571215	2,869665
SIC	6,479205		Determinant resid covariance	2,143466		SIC	3,581038	2,879489
			Log likelihood	-3215,87		Mean dep.	-0,022027	-0,003441
			AIC	6,448188		S.D.depend	1,755663	1,014574
			SIC	6,472746		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,121782	
						Determinant resid covariance	1,117295	
						Log likelihood	-2890,439	
						AIC	5,800679	
						SIC	5,835060	

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 10: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář D, E, proměnné Pit, Pjt

Tabulka č. 11.10/1 – Výstupy relevantní k odhadu VAR modelu a jeho testování, scénář D, E

VAR(1) model			Testování autokorelace modelu VAR(1)								
Vector Autoregression Estimates			<b>Testy autokorelace</b>		<b>Portmanteau test autokorelace</b>		<b>LM test autokorelace</b>				
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04			<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>		<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>		<i>H<sub>0</sub>: neautokorelovanost reziduí do zpoždění h</i>				
Included observations: 999 after adjustments			Zpoždění		Očištěná Q-Stat	P-value	LM-Stat	P-value			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]											
	PI	PJ									
PI(-1)	0,982254 (0,01611) [ 60,9665]	0,478785 (0,01833) [ 26,1261]	1	2,530193	NA*	3,069912	0,5462				
PJ(-1)	0,012958 (0,03072) [ 0,42188]	0,033418 (0,03494) [ 0,95652]	2	5,250939	0,2625	2,766178	0,5977				
C	0,136631 (1,10254) [ 0,12392]	34,03425 (1,25409) [ 27,1386]	3	7,890220	0,4443	2,626865	0,6221				
			4	11,56991	0,4808	3,731091	0,4436				
			5	15,93955	0,4572	4,404411	0,3540				
			6	18,13220	0,5787	2,191103	0,7007				
			7	20,74086	0,6540	2,644346	0,6190				
			8	21,56754	0,8009	0,831337	0,9342				
			9	24,67442	0,8190	3,123474	0,5374				
			10	27,02945	0,8599	2,380204	0,6662				
			11	33,18938	0,7685	6,264694	0,1802				
			12	38,91965	0,6887	5,825495	0,2126				
Determinant resid covariance		1,118069									
Determinant resid covariance		1,111364									
Log likelihood		-2887,780									
Akaike information criterion		5,793354									
Schwarz criterion		5,822824									
<b>Testování heteroscedasticity modelu VAR(1)</b>			<b>Výběr zpoždění VAR modelu dle informačních kritérií pro ceny Pit a Pjt, scénář A</b>								
<b>Whiteův test bez křížových prvků</b>		<b>Whiteův test s křížovými prvky</b>		VAR model – výběr zpoždění na základě informačních kritérií							
<i>H<sub>0</sub>: homoskedasticita</i>		<i>H<sub>0</sub>: homoskedasticita</i>		Endogenní proměnné: Pit Pjt							
Chi-sq	P-value	Chi-sq	P-value	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ		
6,123924	0,9097	10,68183	0,7748	0	NA	49,31647	9,574012	9,583923	9,577781		
						1	<b>3728,979*</b>	<b>1,128162*</b>	<b>5,796344*</b>	<b>5,826075*</b>	<b>5,807650*</b>
						2	2,649322	1,134273	5,801746	5,851297	5,820590
						3	5,298238	1,137336	5,804442	5,873814	5,830824
						4	0,525350	1,145968	5,812003	5,901195	5,845922
						5	5,692147	1,148574	5,814274	5,923287	5,855730
						6	3,897752	1,153294	5,818373	5,947207	5,867368
						7	0,884263	1,161616	5,825561	5,974216	5,882094
						8	3,217830	1,167188	5,830345	5,998820	5,894414
						9	2,830592	1,173248	5,835521	6,023816	5,907128
						10	1,541429	1,180907	5,842024	6,050140	5,921169
						11	3,621606	1,186053	5,846368	6,074305	5,933051
						12	6,302624	1,187901	5,847920	6,095678	5,942141
<b>Testování normality modelu VAR(1)</b>			Pozn.: * indikuje optimální zpoždění vybrané daným kritériem								
<b>Jarque-Bera test</b>				LR: sekvenční modifikovaná LR test statistika (každý test s 5% hladinou významnosti), FPE: Finální predikční chyba (Final prediction error),							
<i>H<sub>0</sub>: rezidua jsou normálně rozdělena</i>				AIC: Akaikeho informační kritérium, SC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium							
Komponenta	Testová stat.	df	P-value								
1	0,691583	2	0,7077								
2	1,000123	2	0,6065								
Joint	1,691706	4	0,7922								

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 11: Odhady VEC modelů pro scénář D,E, kompletní výstupy

Tabulka č. 11.11/1 – Verze modelů VEC bez restrikcí, scénář D,E

VECM varianta 1			VECM varianta 2			VECM varianta 4		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]			Sample (adjusted): 1930M02 2013M04 Included observations: 999 Standard errors in ( ) t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000		PJ(-1)	1,000000	
PI(-1)	-1,156434 (0,01497) [-77,2708]		PI(-1)	-0,501097 (0,00508) [-98,7087]		PI(-1)	-0,500445 (0,00528) [-94,8644]	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
CointEq1	-0,043946 (0,01062) [-4,13818]	0,016738 (0,00708) [ 2,36439]	C	-34,90947 (0,26942) [-129,573]		TREND	0,000054 (0,00012) [ 0,44797]	
R <sup>2</sup>	0,016869	0,005559	CointEq1	-0,966504 (0,03492) [-27,6772]	0,013115 (0,03077) [ 0,42623]	C	-34,97028	
Adj. R <sup>2</sup>	0,016869	0,005559	R <sup>2</sup>	0,434249	0,000170	Error Correction: D(PJ) D(PI)		
SSR	2298,954	1021,591	Adj. R <sup>2</sup>	0,434249	0,000170	CointEq1	-0,966951 (0,03493) [-27,6804]	0,012644 (0,03079) [ 0,41067]
S.E. equat.	1,517749	1,011750	SSR	1322,952	1027,127	C	-0,000787 (0,03644) [-0,02160] [-0,10715]	
Log likelih.	-1833,830	-1428,689	S.E. equat	1,151348	1,014487	R <sup>2</sup>	0,434552	0,000169
AIC	3,673334	2,862241	Log likelih.	-1557,812	-1431,389	Adj. R <sup>2</sup>	0,433985	-0,000834
SIC	3,678246	2,867152	AIC	3,120745	2,867645	SSR	1322,245	1027,128
Mean dep.	-0,000787	-0,003441	SIC	3,125657	2,872556	S.E. equat	1,151618	1,014997
S.D. depend.	1,530715	1,014574	Mean dep.	-0,000787	-0,003441	Log likelih.	-1557,545	-1431,389
Determinant resid covariance (dof adj.)	2,112250		S.D. depend.	1,530715	1,014574	AIC	3,122213	2,869648
Determinant resid covariance	2,108023		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,119763		SIC	3,132036	2,879471
Log likelihood	-3207,542		Determinant resid covariance	1,117522		Mean dep.	-0,00079	-0,00344
AIC	6,429513		Log likelihood	-2890,541		S.D. depend.	1,530715	1,014574
SIC	6,449160		AIC	5,796878		Determinant resid covariance (dof adj.)	1,121772	
			SIC	5,821437		Determinant resid covariance	1,117285	
						Log likelihood	-2890,435	
						AIC	5,800670	
						SIC	5,835054	

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.11/2 - Verze modelů VEC s restrikcemi, scénář D, E

VECM - varianta 1			VECM - varianta 2			VECM - varianta 4		
Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04			Sample: 1930M02 2013M04		
Included observations: 999			Included observations: 999			Included observations: 999		
Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]			Standard errors in ( ), t-statistics in [ ]		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 25,28008 Probability 0,000000			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 615,8043 Probability 0,000000			Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1 Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors. LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 611,9495 Probability 0,000000		
Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1			Cointegrating Eq: CointEq1		
PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000		PJ(-1)	1,0000	
PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000		PI(-1)	-1,0000	
Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)			Error Correction: D(PJ) D(PI)		
CointEq1	-0,01084 (-0,00518) [-2,09044]	0,002708 (-0,0034) [ 0,78651]	C	-8,6681 (-0,48775) [-17,7716]		TREND	-0,00328 (-0,00157) [-2,08544]	
R <sup>2</sup> 0,004359 0,000608			R <sup>2</sup> 0,030561 0,005583			R <sup>2</sup> 0,032290 0,006485		
Adj. R <sup>2</sup> 0,004359 0,000608			Adj. R <sup>2</sup> 0,030561 0,005583			Adj. R <sup>2</sup> 0,031319 0,005488		
SSR 2328,207 1026,677			SSR 2266,938 1021,567			SSR 2262,895 1020,64		
S.E. equat. 1,527375 1,014266			S.E. equat. 1,507143 1,011738			S.E. equat. 1,506554 1,011786		
Log likelih. -1840,15 -1431,170			Log likelih. -1826,825 -1428,677			Log likelih. -1825,933 -1428,224		
AIC 3,685978 2,867207			AIC 3,659310 2,862217			AIC 3,659527 2,863311		
SIC 3,69089 2,872119			SIC 3,664221 2,867129			SIC 3,66935 2,873134		
Mean dep. -0,00079 -0,00344			Mean dep. -0,00079 -0,00344			Mean dep. -0,00079 -0,00344		
S.D.depen. 1,530715 1,014574			S.D.depend. 1,530715 1,014574			S.D.depend 1,530715 1,014574		
Determinant resid covariance (dof adj.) 2,166383			Determinant resid covariance (dof adj.) 2,074122			Determinant resid covariance (dof adj.) 2,069841		
Determinant resid covariance 2,162048			Determinant resid covariance 2,069972			Determinant resid covariance 2,061562		
Log likelihood -3220,18			Log likelihood -3198,443			Log likelihood -3196,409		
AIC 6,454818			AIC 6,413299			AIC 6,413232		
SIC 6,474465			SIC 6,437857			SIC 6,447614		

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7



## Příloha č. 12: VAR model s trendem a informační kritéria pro scénář F, proměnné Pit, Pjt

Tabulka č. 11.12/1 – Výstupy relevantní k odhadu VAR modelu a jeho testování, scénář F

Odhad modelu VAR(1)			Testování autokorelace modelu VAR(1)						
Vector Autoregression Estimates			<b>Testy autokorelace</b>		<b>Portmanteau test autokorelace</b>		<b>LM test autokorelace</b>		
Sample (adjusted): 1930M02 2013M04			$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění h		$H_0$ : neautokorelovanost reziduí do zpoždění h				
Included observations: 999 after adjustments			Zpoždění		Očištěná Q-Stat	P-value	LM-Stat	P-value	
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	PI	PJ							
PI(-1)	0,987005 (0,00507) [ 194,546]	0,002835 (0,00523) [ 0,54174]	1		3,439883	NA*	3,513908	0,4758	
PJ(-1)	0,002572 (0,00246) [ 1,04477]	0,997503 (0,00254) [ 392,785]	2		6,228957	0,1827	2,841475	0,5847	
C	0,569043 (0,25510) [ 2,23065]	-0,073608 (0,26315) [-0,27972]	3		8,657917	0,3720	2,433991	0,6565	
			4		12,10287	0,4375	3,509827	0,4764	
			5		16,44632	0,4223	4,377229	0,3574	
			6		18,67024	0,5433	2,226016	0,6943	
			7		21,20160	0,6268	2,563320	0,6333	
			8		21,96297	0,7830	0,769504	0,9425	
			9		25,23014	0,7966	3,294085	0,5099	
			10		27,68355	0,8383	2,485682	0,6472	
			11		33,66061	0,7500	6,083496	0,1930	
			12		39,45986	0,6664	5,891744	0,2074	
Adj. Determinant resid covariance									
			1,116828						
Determinant resid covariance			1,110131						
Log likelihood			-2887,226						
Akaike information criterion			5,792244						
Schwarz criterion			5,821714						
<b>Testování heteroscedasticity modelu VAR(1)</b>			<b>Výběr zpoždění VAR modelu dle informačních kritérií pro ceny Pit a Pjt, scénář A</b>						
<b>Whiteův test bez křížových prvků</b>		<b>Whiteův test s křížovými prvky</b>		VAR model – výběr zpoždění na základě informačních kritérií					
$H_0$ : homoskedasticita		$H_0$ : homoskedasticita		Endogenní proměnné: Pit Pjt					
Chi-sq	P-value	Chi-sq	P-value	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
11,43402	0,4921	15,45951	0,4189	0	NA	7633,328	14,61603	14,62594	14,61980
<b>Testování normality modelu VAR(1)</b>									
<b>Jarque-Bera test</b>									
$H_0$ : rezidua jsou normálně rozdělena									
Komponenta	Testová stat.	df	P-value						
1	0,503352	2	0,7775						
2	0,906552	2	0,6355						
Joint	1,409904	4	0,8425						
			Pozn.: * indikuje optimální zpoždění vybrané daným kritériem						
			LR: sekvenční modifikovaná LR statistika (každý test s 5% hladinou významnosti), FPE: Finální predikční chyba, AIC: Akaikeho inf. kritérium, SC: Schwarzovo inf. kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo inf.kritérium						

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

### Příloha č. 13: Odhad regresní funkce dovozní ceny pro vygenerování diference cen očištěné o transakční náklady

Tabulka č. 11.13/1 – Regresní funkce dovozní ceny pro scénář A

Depend. Variable: PJT Included observations: 1000					Depend. Variable: PJT Included observations: 1000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,0721	0,2623	-0,2751	0,7833	C	-0,0156	0,2942	-0,0532	0,9576
PIT	1,0007	0,0049	202,4783	0,0000	PIT	1,0001	0,0051	194,6387	0,0000
					TIME	-0,0001	0,0001	-0,4244	0,6714
R-squared	0,9762	Mean depend. var		52,6106	R-squared	0,97624	Mean depend. var		52,61062
Adj. R <sup>2</sup>	0,9762	S.D. depend. var		6,7696	Adj. R <sup>2</sup>	0,976192	S.D. depend. var		6,76962
S.E. of regression	1,0441	Akaike info criterion		2,9262	S.E. of regression	1,044538	Akaike info criterion		2,928022
Log likelihood	-1461,102	Schwarz criterion		2,9360	Log likelihood	-1461,011	Schwarz criterion		2,942746
RSS	1087,983	Hannan-Quinn crit.		2,9299	RSS	1087,787	Hannan-Quinn crit.		2,933618
F-statistic (p-value)	40997,46 (0,0000)	Durbin-Watson stat		1,9447	F-statistic (p-value)	20481,98 (0,0000)	Durbin-Watson stat		1,945044

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.13/2 – Regresní funkce dovozní ceny pro scénář B

Depend. Variable: PJT Included observations: 1000					Depend. Variable: PJT Included observations: 1000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9,9279	0,2623	37,8527	0,0000	C	9,9844	0,2942	33,9337	0,0000
PIT	1,0007	0,0049	202,4783	0,0000	PIT	1,0001	0,0051	194,6387	0,0000
					TIME	-0,0001	0,0001	-0,4244	0,6714
R-squared	0,9762	Mean depend. var		62,6106	R-squared	0,9762	Mean depend. var		62,6106
Adj. R <sup>2</sup>	0,9762	S.D. depend. var		6,7696	Adj. R <sup>2</sup>	0,9762	S.D. depend. var		6,7696
S.E. of regression	1,0441	Akaike info criterion		2,9262	S.E. of regression	1,0445	Akaike info criterion		2,9280
Log likelihood	-1461,102	Schwarz criterion		2,9360	Log likelihood	-1461,011	Schwarz criterion		2,9427
RSS	1087,983	Hannan-Quinn crit.		2,9299	RSS	1087,787	Hannan-Quinn crit.		2,9336
F-statistic (p-value)	40997,46 (0,0000)	Durbin-Watson stat		1,9447	F-statistic (p-value)	20481,98 (0,0000)	Durbin-Watson stat		1,9450

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

**Tabulka č. 11.13/3 – Regresní funkce dovozní ceny pro scénář C**

Depend. Variable: PJT Included observations: 1000					Depend. Variable: PJT Included observations: 1000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7,5347	1,4248	5,2882	0,0000	C	29,9846	0,2942	101,9099	0,0000
PIT	1,2360	0,0268	46,0328	0,0000	PIT	1,0001	0,0051	194,6417	0,0000
					TIME	-0,0201	0,0001	-168,6191	0,0000
R-squared	0,6798	Mean depend. var	72,60064		R-squared	0,9892	Mean depend. var	72,60064	
Adj. R <sup>2</sup>	0,6795	S.D. depend. var	10,01911		Adj. R <sup>2</sup>	0,9891	S.D. depend. var	10,01911	
S.E. of regression	5,6721	Akaike info criterion	6,310985		S.E. of regression	1,0445	Akaike info criterion	2,927986	
Log likelihood	-3153,492	Schwarz criterion	6,320801		Log likelihood	-1460,993	Schwarz criterion	2,94271	
RSS	32108,09	Hannan-Quinn crit.	6,314716		RSS	1087,748	Hannan-Quinn crit.	2,933582	
F-statistic (p-value)	2119,0190 (0,0000)	Durbin-Watson stat	0,068178		F-statistic (p-value)	45459,42 (0,0000)	Durbin-Watson stat	1,945094	

*Zdroj:* vlastní výpočty, EViews ver. 7

**Tabulka č. 11.13/4 – Regresní funkce dovozní ceny pro scénář D, E**

Depend. Variable: PJT Included observations: 1000					Depend. Variable: PJT Included observations: 1000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	34,9293	0,2622	133,2214	0,0000	C	34,9896	0,2941	118,9592	0,0000
PIT	0,5007	0,0049	101,3426	0,0000	PIT	0,5001	0,0051	97,3545	0,0000
					TIME	-0,0001	0,0001	-0,4528	0,6508
R-squared	0,9114	Mean depend. var	61,2889		R-squared	0,9115	Mean depend. var	61,2889	
Adj. R <sup>2</sup>	0,9113	S.D. depend. var	3,5055		Adj. R <sup>2</sup>	0,9113	S.D. depend. var	3,5055	
S.E. of regression	1,0438	Akaike info criterion	2,9255		S.E. of regression	1,0442	Akaike info criterion	2,9273	
Log likelihood	-1460,773	Schwarz criterion	2,9354		Log likelihood	-1460,67	Schwarz criterion	2,9421	
RSS	1087,268	Hannan-Quinn crit.	2,9293		RSS	1087,045	Hannan-Quinn crit.	2,9329	
F-statistic (p-value)	10270,31 (0,0000)	Durbin-Watson stat	1,9457		F-statistic (p-value)	5131,168 (0,0000)	Durbin-Watson stat	1,9461	

*Zdroj:* vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 14: Výsledky testování sezónnosti vybraných proměnných

Tabulka č. 11.14/1: Výsledky testování sezónnosti pro ceny pšenice a ječmene

	F-test významné sezónnosti		Neparametrický test významné sezónnosti		Test měnlivé sezónnosti		Metoda očištění
	F-Value	p-value	K-W stat <sup>1)</sup>	p-value	F-value	p-value	M or S <sup>2)</sup>
PwheatCZ	14,763	0,0000	108,166	0,0000	2,007	0,0149	M
PwheatSK	13,537	0,0000	103,527	0,0000	5,818	0,0000	M
PwheatPL	10,532	0,0000	97,474	0,0000	2,499	0,0018	M
PwheatDE	6,859	0,0000	65,764	0,0000	0,185	0,6674	S
PwheatAT	0,752	0,6874	9,305	0,5938	4,758	0,0000	M
PwheatHU	19,107	0,0000	124,472	0,0000	2,992	0,0002	M
PbarleyCZ	67,817	0,0000	168,028	0,0000	1,357	0,1682	S
PbarleySK	5,816	0,0000	56,159	0,0000	2,942	0,0002	M
PbarleyPL	28,817	0,0000	138,801	0,0000	3,043	0,0002	M
PbarleyDE	12,595	0,0000	91,265	0,0000	1,858	0,0272	M
PbarleyAT	10,694	0,0000	115,315	0,0000	3,291	0,0001	M
PbarleyHU	17,491	0,0000	110,145	0,0000	1,354	0,1699	S

Pozn.: Stupně volnosti pro F-test sezónnosti: d<sub>fn</sub> = 11, d<sub>fd</sub> = 198; stupně volnosti pro Kruskal-Wallisův test: df = 11; stupně volnosti pro test měnící se sezónnosti: d<sub>fn</sub> = 16, d<sub>fd</sub> = 176

<sup>1)</sup> K-W stat = Kruskal-Wallisova statistika;

<sup>2)</sup> M = očištění založená na moving seasonality ratio, S = očištění stabilními sezónními faktory

Zdroj: vlastní vypočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.14/2: Výsledky testování sezónnosti pro HDP a HDP na obyvatele

	F-test významné sezónnosti		Neparametrický test významné sezónnosti		Test měnlivé sezónnosti		Metoda očištění
	F-Value	p-value	K-W stat <sup>1)</sup>	p-value	F-value	p-value	M or S <sup>2)</sup>
GDPit	460,965	0,0000	59,2088	0,0000	0,305	0,9953	S
GDPjt Německo	183,128	0,0000	64,0101	0,0000	1,399	0,1763	S
GDPjt Slovensko	57,164	0,0000	48,5218	0,0000	2,224	0,0145	M
GDPjt Polsko	536,417	0,0000	62,0185	0,0000	1,203	0,2960	S
GDPjt Rakousko	495,406	0,0000	60,7420	0,0000	1,066	0,4101	S
GDPjt Maďarsko	349,822	0,0000	64,0094	0,0000	4,615	0,0000	M
GDPcapit (ČR)	283,845	0,00000	53,2420	0,00000	0,583	0,88907	S
GDPcapjt Německo	143,402	0,00000	62,0753	0,00000	1,072	0,40462	S
GDPcapjt Slovensko	52,184	0,00000	43,8800	0,00000	0,765	0,72209	S
GDPcapjt Polsko	200,703	0,00000	59,0703	0,00000	0,712	0,77620	S
GDPcapjt Rakousko	402,048	0,00000	62,9318	0,00000	1,304	0,22810	S
GDPcapj Maďarsko	209,489	0,00000	58,2270	0,00000	1,112	0,36902	S

Pozn.: Stupně volnosti pro F-test sezónnosti: d<sub>fn</sub> = 11, d<sub>fd</sub> = 198; stupně volnosti pro Kruskal-Wallisův test: df = 11; stupně volnosti pro test měnící se sezónnosti: d<sub>fn</sub> = 16, d<sub>fd</sub> = 176

<sup>1)</sup> K-W stat = Kruskal-Wallisova statistika;

<sup>2)</sup> M = očištění založená na moving seasonality ratio, S = očištění stabilními sezónními faktory

Zdroj: vlastní vypočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 15: Podrobné výsledky testů jednotkového kořene

Tabulka č. 11.15/1 – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny pšenice

Česká republika		Původní časová řada PwheatCZ			První diference PwheatCZ		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,1498</b>	<b>-2,0435</b>	<b>-2,9336</b>	<b>-7,2040</b>	<b>-7,2422</b>	<b>-7,2479</b>
	p-value	0,7285	0,2682	0,1542	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4618	-4,0028	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8753	-3,4316	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1395	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	1	1	1	0	0	0
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,1854</b>	<b>-1,8111</b>	<b>-2,6586</b>	<b>-7,2040</b>	<b>-7,2422</b>	<b>-7,2479</b>
	p-value	0,7391	0,3744	0,2551	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>55,8678</b>	<b>4,8243</b>	<b>x</b>	<b>0,3190</b>	<b>0,1659</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	ST***/NST**
Slovensko		Původní časová řada PwheatSK			První diference PwheatSK		
Typ testu: <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>-0,0708</b>	<b>-3,2561</b>	<b>-3,9238</b>	<b>-5,0341</b>	<b>-5,0557</b>	<b>-5,0589</b>
	p-value	0,6580	0,0183	0,0127	0,0000	0,0000	0,0002
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5762	-3,4621	-4,0032	-2,5762	-3,4621	-4,0032
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8754	-3,4318	-1,9424	-2,8754	-3,4318
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1396	-1,6157	-2,5742	-3,1396
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	3	3	3	2	2	2
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	ST**/NST***	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,1820</b>	<b>-2,4158</b>	<b>-2,9214</b>	<b>-10,0727</b>	<b>-10,0852</b>	<b>-10,0768</b>
	p-value	0,7381	0,1386	0,1579	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>13,2922</b>	<b>0,8526</b>	<b>x</b>	<b>0,3677</b>	<b>0,2848</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	NST*/ST**	NST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value < 0,01; \*\* p-value < 0,05; \* p-value < 0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.15/1 (Pokračování) – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny pšenice

Polsko		Původní časová řada PwheatPL			První diference PwheatPL		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,2507</b>	<b>-1,7867</b>	<b>-2,4011</b>	<b>-8,7866</b>	<b>-8,8103</b>	<b>-8,8061</b>
	p-value	0,7579	0,3864	0,3779	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4618	-4,0028	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8753	-3,4316	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1395	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ano**/ano*	x	ne	ne/ne
zpoždění endog. prom.	1	1	1	0	0	0	
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,1360</b>	<b>-1,8367</b>	<b>-2,4849</b>	<b>-9,0289</b>	<b>-9,0504</b>	<b>-9,0462</b>
	p-value	0,7243	0,3620	0,3354	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>71,8310</b>	<b>10,3288</b>	<b>x</b>	<b>0,2170</b>	<b>0,1138</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne	
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST	ST
Německo		Původní časová řada PwheatDE			První diference PwheatDE		
Typ testu:1)		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,0882</b>	<b>-1,7731</b>	<b>-2,8113</b>	<b>-6,2060</b>	<b>-6,2297</b>	<b>-6,2716</b>
	p-value	0,7097	0,3931	0,1949	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5762	-3,4621	-4,0032	-2,5761	-3,4621	-4,0032
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8754	-3,4318	-1,9424	-2,8754	-3,4318
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1396	-1,6157	-2,5742	-3,1396
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
zpoždění endog. prom.	3	3	3	2	2	2	
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,2212</b>	<b>-1,3579</b>	<b>-2,4246</b>	<b>-8,3950</b>	<b>-8,4063</b>	<b>-8,4294</b>
	p-value	0,7496	0,6023	0,3658	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ano**	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>66,4846</b>	<b>8,2802</b>	<b>x</b>	<b>0,4699</b>	<b>0,1012</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne	
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST*/NST**	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární;

Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7

Tabulka č. 11.15/1 (Pokračování) – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny pšenice

Rakousko		Původní časová řada PwheatAT			První diference PwheatAT		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,0716</b>	<b>-1,6760</b>	<b>-2,4940</b>	<b>-14,1731</b>	<b>-14,1608</b>	<b>-14,1399</b>
	p-value	0,7045	0,4420	0,3309	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické $\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	Kritické $\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	Kritické $\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ano*/ano*	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	0	0	0	0	0	0
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,0712</b>	<b>-1,8043</b>	<b>-2,6895</b>	<b>-14,1982</b>	<b>-14,1833</b>	<b>-14,1603</b>
	p-value	0,7044	0,3778	0,2421	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické $\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	Kritické $\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	Kritické $\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ano*/ano*	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	0	0	0	0	0	0
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>106,9171</b>	<b>11,8732</b>	<b>x</b>	<b>0,0648</b>	<b>0,0317</b>
	Kritické $\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické $\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	Kritické $\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST	ST
Maďarsko		Původní časová řada PwheatHU			První diference PwheatHU		
Typ testu: <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,3460</b>	<b>-1,4571</b>	<b>-3,3876</b>	<b>-8,6109</b>	<b>-8,6372</b>	<b>-14,8913</b>
	p-value	0,7841	0,5535	0,0559	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické $\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0032	-2,5762	-3,4619	-4,0028
	Kritické $\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4318	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	Kritické $\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1396	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	0	0	3	1	1	0
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	ST*/NST**	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>-0,0200</b>	<b>-2,1422</b>	<b>-3,0657</b>	<b>-15,2045</b>	<b>-15,2130</b>	<b>-15,1933</b>
	p-value	0,6750	0,2285	0,1174	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické $\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	Kritické $\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	Kritické $\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano*	ne/ano*	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	0	0	0	0	0	0
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>115,9732</b>	<b>2,5706</b>	<b>x</b>	<b>0,1034</b>	<b>0,0472</b>
	Kritické $\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické $\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	Kritické $\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární;

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.15/2 – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny ječmene

Česká republika		Původní časová řada PbarleyCZ			První diference PbarleyCZ		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,3030</b>	<b>-2,0690</b>	<b>-3,1399</b>	<b>-7,4367</b>	<b>-7,4838</b>	<b>-7,4918</b>
	p-value	0,7725	0,2576	0,0999	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4619	-4,0030	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8753	-3,4317	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1395	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	1	2	2	0	0	0
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	ST*/NST**	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,3289</b>	<b>-1,5296</b>	<b>-2,5094</b>	<b>-7,3851</b>	<b>-7,4393</b>	<b>-7,4512</b>
	p-value	0,7795	0,5168	0,3233	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>67,1575</b>	<b>4,0065</b>	<b>x</b>	<b>0,371846</b>	<b>0,191031</b>
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	NST*/ST**	NST**/ST***
Slovensko		Původní časová řada PbarleySK			První diference PbarleySK		
Typ testu: <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,8465</b>	<b>-1,0490</b>	<b>-1,6004</b>	<b>-11,0021</b>	<b>-11,0542</b>	<b>-11,0816</b>
	p-value	0,8926	0,7355	0,7900	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5762	-3,4621	-4,0032	-2,57624	-3,4621	-4,0032
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8754	-3,4318	-1,94238	-2,8754	-3,4318
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1396	-1,61567	-2,5742	-3,1396
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	1	1	1	0	0	0
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,7023</b>	<b>-1,3761</b>	<b>-1,9383</b>	<b>-11,2387</b>	<b>-11,2769</b>	<b>-11,2969</b>
	p-value	0,8663	0,5935	0,6308	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>47,0369</b>	<b>6,9043</b>	<b>x</b>	<b>0,2539</b>	<b>0,1499</b>
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	NST**/ST***

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární;

Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7



Tabulka č. 11.15/2 (Pokračování) – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny ječmene

Polsko		Původní časová řada PbarleyPL			První diference PbarleyPL		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,0683</b>	<b>-2,3818</b>	<b>-3,4185</b>	<b>-6,4563</b>	<b>-6,4821</b>	<b>-6,4831</b>
	p-value	0,7035	0,1482	0,0517	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5762	-3,4621	-4,0032	-2,5762	-3,4619	-4,0030
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8754	-3,4318	-1,9424	-2,8753	-3,4317
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1396	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano***/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	2	3	3	1	1	1
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	ST*/NST**	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,1536</b>	<b>-1,6824</b>	<b>-2,5357</b>	<b>-9,9322</b>	<b>-9,9559</b>	<b>-9,9476</b>
	p-value	0,7297	0,4387	0,3107	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ne	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>53,3027</b>	<b>4,0506</b>	<b>x</b>	<b>0,2755</b>	<b>0,1482</b>
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	ST	NST**/ST***
Německo		Původní časová řada PbarleyDE			První diference PbarleyDE		
Typ testu: <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,3414</b>	<b>-1,2094</b>	<b>-2,1436</b>	<b>-8,1457</b>	<b>-8,1681</b>	<b>-8,2353</b>
	p-value	0,7829	0,6706	0,5181	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4618	-4,0028	-2,5762	-3,4621	-4,0032
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8753	-3,4316	-1,9424	-2,8754	-3,4318
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1396	-1,6157	-2,5742	-3,1396
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ano**	x	ne	ne/ne
	zpoždění endog. prom.	1	1	1	0	0	0
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,3012</b>	<b>-1,2516</b>	<b>-2,1637</b>	<b>-8,4273</b>	<b>-8,4464</b>	<b>-8,5069</b>
	p-value	0,7720	0,6519	0,5068	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ano*	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>87,4320</b>	<b>13,3846</b>	<b>x</b>	<b>0,5542</b>	<b>0,1366</b>
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne
	závěr <sup>3)</sup>	x	NST	NST	x	NST**/ST***	NST*/ST**

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární;

Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7

Tabulka č. 11.15/2 (Pokračování) – Kompletní výstupy testů jednotkového kořene pro ceny ječmene

Rakousko		Původní časová řada PbarleyAT			První diference PbarleyAT		
Typ testu <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,4451</b>	<b>-1,0163</b>	<b>-1,6233</b>	<b>-11,9417</b>	<b>-11,9515</b>	<b>-12,0137</b>
	p-value	0,8094	0,7475	0,7807	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4618	-4,0028	-2,57613	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8753	-3,4316	-1,94236	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5742	-3,1395	-1,61568	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ano*	x	ne	ne/ne
zpoždění endog. prom.	1	1	1	0	0	0	
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,4039</b>	<b>-1,1563</b>	<b>-1,7318</b>	<b>-12,0514</b>	<b>-12,0599</b>	<b>-12,0070</b>
	p-value	0,7991	0,6932	0,7337	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ne	ne/ano*	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>70,9063</b>	<b>22,5640</b>	<b>x</b>	<b>0,2472</b>	<b>0,0709</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne	
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST	ST
Maďarsko		Původní časová řada PbarleyHU			První diference PbarleyHU		
Typ testu: <sup>1)</sup>		bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem	bez konstanty	s konstantou	s konst. a trendem
ADF test	testová statistika	<b>0,2301</b>	<b>-2,2644</b>	<b>-3,0467</b>	<b>-17,0094</b>	<b>-17,0231</b>	<b>-16,9895</b>
	p-value	0,7521	0,1847	0,1222	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
zpoždění endog. prom.	1	0	0	0	0	0	
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
PP test	testová statistika	<b>0,1689</b>	<b>-2,1504</b>	<b>-3,1152</b>	<b>-16,9515</b>	<b>-16,9805</b>	<b>-16,9507</b>
	p-value	0,7342	0,2254	0,1055	0,0000	0,0000	0,0000
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	-2,5761	-3,4616	-4,0026	-2,5761	-3,4618	-4,0028
	$\alpha = 0,05$	-1,9424	-2,8752	-3,4315	-1,9424	-2,8753	-3,4316
	$\alpha = 0,1$	-1,6157	-2,5741	-3,1394	-1,6157	-2,5742	-3,1395
	význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano**	ano**/ano**	x	ne	ne/ne
závěr <sup>3)</sup>		NST	NST	NST	ST	ST	ST
KPSS test	testová statistika	<b>x</b>	<b>63,6982</b>	<b>3,6431</b>	<b>x</b>	<b>0,0431</b>	<b>0,0334</b>
	Kritické hodnoty						
	$\alpha = 0,01$	x	0,739	0,216	x	0,739	0,216
	$\alpha = 0,05$	x	0,463	0,146	x	0,463	0,146
	$\alpha = 0,1$	x	0,347	0,119	x	0,347	0,119
význam. konst./trendu <sup>2)</sup>	x	ano***	ano***/ano***	x	ne	ne/ne	
závěr <sup>3)</sup>		x	NST	NST	x	ST	ST

Pozn.: <sup>1)</sup> ADF test, PP test: H0: nestacionarita, KPSS test: H0: stacionarita; <sup>2)</sup> u testu s konstantou je vyznačena významnost konstanty, u testu s konstantou a trendem je vyznačena významnost trendu, značení významnosti: \*\*\* p-value<0,01; \*\* p-value<0,05; \* p-value<0,1; <sup>3)</sup> ST = stacionární, NST = nestacionární;

Zdroj: vlastní výpočty, EVIEWS ver. 7

## Příloha č. 16: Testování VAR modelů, komodita pšenice, země CZ, SK, PL, DE, AT, HU

Tabulka č. 11.16/1 – LR test významnosti trendu, modely VAR, zpoždění dle infor. krit., komodita pšenice

Země	Informační kritérium	Model	LR omezená bez trendu	LR neomezená s trendem	LR stat	Chí-kvad 5 % (6)	Vyhod. 5 %	Vhodný model
CZ, SK, PL, DE, AT, HU	SIC	VAR(2)	-1313,1	-1306,1	13,98	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem
	H-Q	VAR(3)	-1250,3	-1241,7	17,044	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem
	AIC	VAR(11)	-900,55	-889,31	22,4802	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem

Zdroj: vlastní výpočty, Eviews, ver. 7

Tabulka č. 11.16/2 – Testy autokorelace, modely VAR, zpoždění dle infor. kritérií, komodita pšenice

Test autokorelace												
Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
VAR(2), c, trend												
LM-Stat	84,8220	112,7383	88,1033	73,4693	55,5367	53,6858	40,9485	53,2792	31,2315	55,2635	70,6257	66,4061
Prob	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0198	0,0292	0,2623	0,0318	0,6947	0,021	0,0005	0,0015
VAR(3), c, trend												
LM-Stat	78,6647	77,2873	77,6677	68,7628	42,7479	46,2424	44,1326	43,7685	33,8608	56,1063	71,6174	70,7452
Prob	0,0001	0,0001	0,0001	0,0008	0,2039	0,1179	0,1656	0,1751	0,5707	0,0175	0,0004	0,0005
VAR(11), c, trend												
LM-Stat	37,4894	60,7363	49,4303	35,6286	45,5370	64,1569	48,5900	39,3980	39,8264	38,2822	43,1978	61,6258
Prob	0,4007	0,0061	0,0673	0,4861	0,1325	0,0027	0,0784	0,3204	0,3037	0,3663	0,1908	0,0049

Zdroj: vlastní výpočty, Eviews, ver. 7

Tabulka č. 11.16/3 – LR test významnosti trendu, modely VAR, zpoždění dle infor. kritér., komodita ječmen

Země	Informační kritérium	Model	LR omezená bez trendu	LR neomezená s trendem	LR stat	Chí-kvad 5 % (2)	Vyhod. 5 %	Vhodný model
CZ, SK, PL, DE, AT, HU	SIC	VAR(1)	-1112,607	-1098,955	27,304	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem
	H-Q	VAR(2)	-1041,631	-1029,542	24,178	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem
	AIC	VAR(11)	-659,1294	-648,9417	20,3754	12,59	Zam. H <sub>0</sub>	model s trendem

Zdroj: vlastní výpočty, Eviews, ver. 7

Tabulka č. 11.16/4 – Testy autokorelace, modely VAR, zpoždění dle infor. kritérií, komodita ječmen

Test autokorelace												
Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
VAR(2), c, trend												
LM-Stat	122,004	90,3447	74,9688	47,4693	55,6956	45,5743	48,6735	53,8955	68,2803	49,3984	40,6795	71,5752
Prob	0,0000	0,0000	0,0001	0,0956	0,0191	0,1317	0,0772	0,028	0,0009	0,0676	0,2719	0,0004
VAR(3), c, trend												
LM-Stat	80,0386	85,8472	70,1694	52,1332	45,0383	50,2694	52,3923	53,0229	64,7404	40,4470	44,8802	70,8131
Prob	0,0000	0,0000	0,0006	0,04	0,1436	0,0575	0,038	0,0335	0,0023	0,2803	0,1473	0,0005
VAR(11), c, trend												
LM-Stat	36,8209	34,2225	45,8554	31,7079	29,1559	38,1226	31,1689	50,0013	25,0039	39,8276	45,5216	46,4859
Prob	0,4307	0,5533	0,1257	0,6729	0,7836	0,3731	0,6976	0,0605	0,9157	0,3036	0,1328	0,1132

Zdroj: vlastní výpočty, Eviews, ver. 7

## Příloha č. 17: Výstup modelu VAR při odhadu a testování modelu s aditivními dummy proměnnými

Tabulka č. 11.17/1 – Statistické významnosti umělých proměnných pro šoky v zemích a testy autokorelace, komodita pšenice

Model VAR(11), const, trend, dummy proměnné		šok Rakousko: d1 = 2007m06-2007m07; d2 = 2010m07 šok Maďarsko: d3 = 2001m07, d4 = 2011m05, d5 = 2012m07 šok Česká republika: d6 = 2008m07 šok Slovensko: d7 = 2004m07						n = 199 p = 75 df = 124					
		PWHEATCZ	PWHEATSK	PWHEATPL	PWHEATDE	PWHEATAT	PWHEATHU						
konstanta	t-hod.	0.57678	2.67182	1.72729	2.90645	0.34918	0.01969						
	stat.výz.		***	*	***								
trend	t-hod.	1.02091	-0.93411	2.40949	1.97055	0.48480	2.22886						
	stat.výz.			**	*		**						
d1	t-hod.	-0.34231	-0.39503	-1.50016	2.09095	7.69556	1.61429						
	stat.výz.				**	***							
d2	t-hod.	0.44966	-0.49655	-1.60761	2.76047	7.1505	1.0897						
	stat.výz.				***	***							
d3	t-hod.	-1.7779	-1.26864	-1.90659	-0.44277	0.9835	-4.42887						
	stat.výz.	*		*			***						
d4	t-hod.	-0.03694	-0.54536	-0.51948	0.46341	0.56755	-6.58742						
	stat.výz.						***						
d5	t-hod.	2.38924	2.13078	-0.33541	3.84756	-2.55691	4.56358						
	stat.výz.	**	**		***	**	***						
d6	t-hod.	3.73304	-0.88179	1.65504	1.0715	0.27979	-2.93234						
	stat.výz.	***					***						
d7	t-hod.	-0.0165	3.4060	1.1868	1.3615	-2.6382	-3.4499						
	stat.výz.		***			***	***						
Charakteristiky modelu:		Log likelihood: -974.6632		AIC: 14.31822		SIC: 21.76539							
Test autokorelace:	řád	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	p-value	0.000	0.005	0.055	0.000	0.072	0.001	0.302	0,539	0,902	0,150	0.052	0,0891
	stat.výz.	***	***	*	***	*	***					*	*

Pozn.: dummy proměnné d1 a d2 odstraňující šok u rakouských cen, proměnné d3 až d5 odstraňující šok v maďarských cenách, proměnná d6 odstraňující šok v českých cenách a d7 odstraňující šok ve slovenských cenách

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 18: Výsledky modelů VEC pro páry zemí, komodita pšenice

Tabulka č. 11.18/1: VEC model pro pár zemí Německo - Rakousko, komodita pšenice

DE, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATAT(-1)	1		R-squared	D(PWHEATAT)	D(PWHEATDE)
PWHEATDE(-1)	-1.0000		Adj. R-squared	0.1333	0.4964
C	-2.6381		Log likelihood	-344.3273	-194.7551
			Akaike AIC	3.6433	2.1476
			Schwarz SIC	3.9731	2.4774
			Log likelihood		-535.4462
			Akaike AIC		5.7745
			Schwarz SIC		6.4671
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATAT)	D(PWHEATDE)	D(PWHEATAT(-9))	D(PWHEATAT)	D(PWHEATDE)
	-0.25423 [-3.90032]	-0.00496 [-0.16079]		-0.01514 [-0.14985]	0.05408 [ 1.13066]
C	0.04571 [ 0.44838]	0.03229 [ 0.66911]	D(PWHEATDE(-1))	0.29324 [ 1.82718]	0.49376 [ 6.49933]
D(PWHEATAT(-1))	0.08629 [ 0.98401]	0.24834 [ 5.98225]	D(PWHEATDE(-2))	-0.19134 [-1.07441]	-0.39548 [-4.69126]
D(PWHEATAT(-2))	-0.09300 [-0.97545]	0.09383 [ 2.07897]	D(PWHEATDE(-3))	0.28907 [ 1.55817]	0.16776 [ 1.91026]
D(PWHEATAT(-3))	0.10658 [ 1.10236]	-0.00724 [-0.15814]	D(PWHEATDE(-4))	-0.54958 [-2.96510]	0.12612 [ 1.43737]
D(PWHEATAT(-4))	0.12001 [ 1.24566]	-0.00914 [-0.20046]	D(PWHEATDE(-5))	-0.00419 [-0.02182]	0.00806 [ 0.08868]
D(PWHEATAT(-5))	0.12107 [ 1.25069]	-0.11484 [-2.50608]	D(PWHEATDE(-6))	-0.31001 [-1.61389]	0.12990 [ 1.42855]
D(PWHEATAT(-6))	0.18068 [ 1.74196]	0.10921 [ 2.22413]	D(PWHEATDE(-7))	-0.21539 [-1.11263]	-0.16789 [-1.83212]
D(PWHEATAT(-7))	0.23249 [ 2.22180]	-0.01738 [-0.35094]	D(PWHEATDE(-8))	0.10692 [ 0.59949]	-0.01022 [-0.12107]
D(PWHEATAT(-8))	0.06889 [ 0.66259]	0.02382 [ 0.48398]	D(PWHEATDE(-9))	0.00618 [ 0.04187]	-0.27729 [-3.96884]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 200

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/2: VEC model pro pár zemí Německo – Maďarsko, komodita pšenice

DE, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATHU(-1)	1		R-squared	D(PWHEATHU)	D(PWHEATDE)
PWHEATDE(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,2385	0,3863
C	1,7732		Log likelihood	0,2195	0,3710
			Akaike AIC	-323,9497	-228,9839
			Schwarz SIC	3,1879	2,2704
			Schwarz SIC	3,2845	2,3670
			Log likelihood		-538,1450
			Akaike AIC		5,3347
			Schwarz SIC		5,5601
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATHU)	D(PWHEATDE)	D(PWHEATHU(-2))	D(PWHEATHU)	D(PWHEATDE)
	-0,16853	-0,00874		0,04371	0,21614
	[-3,56052]	[-0,29208]		[ 0,63703]	[ 4,98342]
C	0,05238	0,02682	D(PWHEATDE(-1))	0,31984	0,48132
	[ 0,63858]	[ 0,51720]		[ 2,98374]	[ 7,10402]
D(PWHEATHU(-1))	-0,13546	0,19314	D(PWHEATDE(-2))	0,26329	-0,41314
	[-1,86091]	[ 4,19784]		[ 2,40278]	[-5,96526]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 207

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/3: VEC model pro pár zemí Polsko - Německo, komodita pšenice

PL, DE					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATPL(-1)	1		R-squared	D(PWHEATPL)	D(PWHEATDE)
PWHEATDE(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,4334	0,3419
C	-1,5712		Log likelihood	0,4163	0,3220
	[-5,05087]		Akaike AIC	-201,0693	-235,5662
			Schwarz SIC	2,0201	2,3550
			Schwarz SIC	2,1332	2,4681
			Log likelihood		-432,0736
			Akaike AIC		4,3599
			Schwarz SIC		4,6346
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATPL)	D(PWHEATDE)	D(PWHEATDE(-1))	D(PWHEATPL)	D(PWHEATDE)
	-0,14541	-0,00856		0,17953	0,66780
	[-4,94029]	[-0,24609]		[ 2,69606]	[ 8,48221]
D(PWHEATPL(-1))	0,23474	-0,04300	D(PWHEATDE(-2))	-0,04776	-0,37657
	[ 3,50225]	[-0,54260]		[-0,69439]	[-4,63067]
D(PWHEATPL(-2))	-0,00755	-0,14455	D(PWHEATDE(-3))	0,05936	0,23352
	[-0,11124]	[-1,80163]		[ 0,87066]	[ 2,89685]
D(PWHEATPL(-3))	0,18284	0,18562			
	[ 2,94546]	[ 2,52917]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 205

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.18/4: VEC model pro pár zemí Česká republika- Polsko, komodita pšenice**

CZ, PL					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATPL(-1)	1		R-squared	D(PWHEATPL) 0,2854	D(PWHEATCZ) 0,3569
PWHEATCZ(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,2784	0,3506
			Log likelihood	-226,1516	-199,0220
			Akaike AIC	2,2034	1,9425
C	-2,6072		Schwarz SIC	2,2515	1,9907
	[-6,71540]		Log likelihood		-393,4482
			Akaike AIC		3,8697
			Schwarz SIC		4,0141
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATPL) -0,07414 [-2,34418]	D(PWHEATCZ) 0,04680 [ 1,68601]	D(PWHEATCZ(-1))	D(PWHEATPL) 0,30587 [ 3,65828]	D(PWHEATCZ) 0,58959 [ 8,03395]
D(PWHEATPL(-1))	0,28776 [ 3,75002]	0,02851 [ 0,42328]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 208

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.18/5: VEC model pro pár zemí Polsko - Maďarsko, komodita pšenice**

PL, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATPL(-1)	1		R-squared	D(PWHEATPL) 0,3921	D(PWHEATHU) 0,1040
PWHEATHU(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,3673	0,0674
			Log likelihood	-207,7548	-338,1419
			Akaike AIC	2,1147	3,3868
C	-3,1398		Schwarz SIC	2,2606	3,5326
	[-6,65539]		Log likelihood		-542,4377
			Akaike AIC		5,4970
			Schwarz SIC		5,8374
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATPL) -0,06348 [-2,42728]	D(PWHEATHU) 0,12567 [ 2,54375]	D(PWHEATHU(-1))	D(PWHEATPL) 0,13940 [ 3,32697]	D(PWHEATHU) 0,00139 [ 0,01758]
D(PWHEATPL(-1))	0,29839 [ 4,26427]	0,16047 [ 1,21403]	D(PWHEATHU(-2))	0,08979 [ 2,08728]	0,20579 [ 2,53259]
D(PWHEATPL(-2))	-0,05061 [-0,69754]	-0,00261 [-0,01903]	D(PWHEATHU(-3))	0,03013 [ 0,68766]	0,20654 [ 2,49558]
D(PWHEATPL(-3))	0,09865 [ 1,39358]	-0,12882 [-0,96337]	D(PWHEATHU(-4))	0,09850 [ 2,32662]	0,12475 [ 1,55997]
D(PWHEATPL(-4))	-0,05842 [-0,91239]	-0,10342 [-0,85510]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 205

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.18/6: VEC model pro pár zemí Česká republika - Německo, komodita pšenice**

CZ, DE					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATCZ(-1)	1		R-squared	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATDE)
PWHEATDE(-1)	-0,8443 [-15,2597]		Adj, R-squared	0,5953	0,3447
			Log likelihood	0,5743	0,3108
			Akaike AIC	-149,7468	-233,8168
			Schwarz SIC	1,5759	2,4002
C	-1,13267 [-1,41449]			1,7549	2,5791
			Log likelihood		-370,2781
			Akaike AIC		3,8753
			Schwarz SIC		4,2819
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATDE)	D(PWHEATDE(-1))	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATDE)
	-0,16497 [-4,58929]	-0,07574 [-1,39529]		0,18405 [ 3,10096]	0,57980 [ 6,46921]
D(PWHEATCZ(-1))	0,30784 [ 4,18793]	-0,03253 [-0,29303]	D(PWHEATDE(-2))	0,02347 [ 0,35973]	-0,40344 [-4,09494]
D(PWHEATCZ(-2))	-0,12285 [-1,65839]	0,06598 [ 0,58987]	D(PWHEATDE(-3))	0,05524 [ 0,81233]	0,15638 [ 1,52298]
D(PWHEATCZ(-3))	0,00789 [ 0,10577]	-0,00793 [-0,07039]	D(PWHEATDE(-4))	0,18598 [ 3,03076]	0,07578 [ 0,81783]
D(PWHEATCZ(-4))	-0,06744 [-0,93286]	0,04212 [ 0,38587]	D(PWHEATDE(-5))	0,01427 [ 0,23677]	0,05183 [ 0,56962]
D(PWHEATCZ(-5))	0,13546 [ 2,19778]	-0,14641 [-1,57307]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.18/7: VEC model pro pár zemí Česká republika - Rakousko, komodita pšenice**

CZ, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATCZ(-1)	1		R-squared	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATAT)
PWHEATAT(-1)	-0,7031 [-15,1967]		Adj, R-squared	0,5619	0,0796
			Log likelihood	0,5392	0,0319
			Akaike AIC	-157,8476	-365,7744
			Schwarz SIC	1,6554	3,6939
C	-1,14451 [-1,42478]			1,8343	3,8728
			Log likelihood		-519,0441
			Akaike AIC		5,3338
			Schwarz SIC		5,7404
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATAT)	D(PWHEATAT(-1))	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATAT)
	-0,15142 [-5,41019]	0,10446 [ 1,34686]		0,04078 [ 1,29008]	0,06023 [ 0,68766]
D(PWHEATCZ(-1))	0,44890 [ 6,63310]	0,23456 [ 1,25074]	D(PWHEATAT(-2))	0,10081 [ 3,08683]	-0,05940 [-0,65632]
D(PWHEATCZ(-2))	-0,05802 [-0,78091]	-0,60619 [-2,94417]	D(PWHEATAT(-3))	0,03210 [ 0,92958]	0,14301 [ 1,49441]
D(PWHEATCZ(-3))	0,21196 [ 2,79944]	0,27586 [ 1,31475]	D(PWHEATAT(-4))	-0,00018 [-0,00521]	0,15801 [ 1,67191]
D(PWHEATCZ(-4))	0,09034 [ 1,23881]	-0,18768 [-0,92870]	D(PWHEATAT(-5))	-0,09387 [-2,74879]	-0,01355 [-0,14313]
D(PWHEATCZ(-5))	0,15940 [ 2,43951]	0,22780 [ 1,25812]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7



Tabulka č. 11.18/8: VEC model pro pár zemí Slovensko - Polsko, komodita pšenice

SK, PL					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATSK(-1)	1		R-squared	D(PWHEATSK)	D(PWHEATPL)
PWHEATPL(-1)	-0,3961 [-3,83651]		Adj, R-squared	0,2725	0,3509
			Log likelihood	0,2506	0,3314
			Akaike AIC	-191,3501	-215,0579
			Schwarz SIC	1,9257	2,1559
C	-9,10227 [-5,49465]		Schwarz SIC	2,0388	2,2690
			Log likelihood		-398,5318
			Akaike AIC		4,0343
			Schwarz SIC		4,3089
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATSK)	D(PWHEATPL)	D(PWHEATPL(-1))	D(PWHEATSK)	D(PWHEATPL)
	-0,09841 [-4,03824]	-0,04185 [-1,53064]		0,06701 [ 1,03414]	0,24418 [ 3,35866]
D(PWHEATSK(-1))	0,32587 [ 4,57855]	0,38946 [ 4,87715]	D(PWHEATPL(-2))	-0,09543 [-1,43197]	-0,09238 [-1,23547]
D(PWHEATSK(-2))	0,10382 [ 1,35133]	0,02046 [ 0,23740]	D(PWHEATPL(-3))	0,02810 [ 0,46466]	0,06440 [ 0,94932]
D(PWHEATSK(-3))	0,26301 [ 3,42924]	0,29011 [ 3,37139]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 206

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/9: VEC model pro pár zemí Slovensko - Rakousko, komodita pšenice

SK, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATSK(-1)	1		R-squared	D(PWHEATSK)	D(PWHEATAT)
PWHEATAT(-1)	-0,4157 [-5,75116]		Adj, R-squared	0,5017	0,0343
			Log likelihood	0,4758	-0,0157
			Akaike AIC	-151,8830	-370,6716
			Schwarz SIC	1,5969	3,7419
C	-8,22633 [-6,55810]		Schwarz SIC	1,7758	3,9208
			Log likelihood		-519,6494
			Akaike AIC		5,3397
			Schwarz SIC		5,7463
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATSK)	D(PWHEATAT)	D(PWHEATAT(-1))	D(PWHEATSK)	D(PWHEATAT)
	-0,10416 [-4,44073]	-0,04342 [-0,63344]		0,17087 [ 6,07368]	-0,03179 [-0,38660]
D(PWHEATSK(-1))	0,11514 [ 1,68597]	0,13637 [ 0,68322]	D(PWHEATAT(-2))	0,11076 [ 3,43935]	-0,11531 [-1,22514]
D(PWHEATSK(-2))	0,10625 [ 1,53036]	-0,02901 [-0,14298]	D(PWHEATAT(-3))	0,01997 [ 0,57733]	0,07639 [ 0,75553]
D(PWHEATSK(-3))	0,28274 [ 4,13744]	-0,17034 [-0,85288]	D(PWHEATAT(-4))	-0,02608 [-0,75714]	0,12360 [ 1,22760]
D(PWHEATSK(-4))	0,24694 [ 3,58783]	0,17248 [ 0,85743]	D(PWHEATAT(-5))	-0,10121 [-2,95354]	-0,06275 [-0,62655]
D(PWHEATSK(-5))	-0,07170 [-1,16692]	0,16470 [ 0,91712]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/10: VEC model pro pár zemí Rakousko - Maďarsko, komodita pšenice

AT, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATHU(-1)	1		R-squared	D(PWHEATHU)	D(PWHEATAT)
PWHEATAT(-1)	-0,7719 [-9,45444]		Adj. R-squared	0,3065	0,0687
			Log likelihood	0,2706	0,0204
			Akaike AIC	-310,8580	-366,9793
			Schwarz SIC	3,1555	3,7057
C	0,57411 [ 0,40416]		Schwarz SIC	3,3344	3,8846
			Log likelihood		-672,0818
			Akaike AIC		6,8341
			Schwarz SIC		7,2408
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATHU)	D(PWHEATAT)	D(PWHEATAT(-1))	D(PWHEATHU)	D(PWHEATAT)
	-0,16291 [-4,17014]	0,09549 [ 1,85636]		0,18105 [ 2,89965]	0,03012 [ 0,36639]
D(PWHEATHU(-1))	-0,04884 [-0,68031]	0,15724 [ 1,66338]	D(PWHEATAT(-2))	0,17028 [ 2,55220]	-0,11170 [-1,27152]
D(PWHEATHU(-2))	0,14839 [ 2,05244]	-0,07547 [-0,79284]	D(PWHEATAT(-3))	-0,19439 [-2,72440]	0,09152 [ 0,97420]
D(PWHEATHU(-3))	0,24287 [ 3,31729]	-0,01869 [-0,19393]	D(PWHEATAT(-4))	0,06636 [ 0,92240]	0,13677 [ 1,44386]
D(PWHEATHU(-4))	0,24461 [ 3,32608]	-0,06716 [-0,69354]	D(PWHEATAT(-5))	-0,23617 [-3,30913]	-0,05763 [-0,61331]
D(PWHEATHU(-5))	0,13644 [ 2,03862]	0,01365 [ 0,15490]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/11: VEC model pro pár zemí Česká republika - Slovensko, komodita pšenice

CZ, SK					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATSK(-1)	1		R-squared	D(PWHEATSK)	D(PWHEATCZ)
PWHEATCZ(-1)	-0,45493 [-4,91445]		Adj. R-squared	0,3213	0,5420
			Log likelihood	0,2746	0,5105
			Akaike AIC	-182,9943	-162,0607
			Schwarz SIC	1,9408	1,7346
C	-9,21628		Schwarz SIC	2,1693	1,9631
			Log likelihood		-285,3523
			Akaike AIC		3,1069
			Schwarz SIC		3,5966
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATSK)	D(PWHEATCZ)	D(PWHEATSK(-6))	D(PWHEATSK)	D(PWHEATCZ)
	-0,13011 [-3,73290]	-0,09217 [-2,93159]		0,19368 [ 1,78598]	0,17764 [ 1,81608]
C	0,02682 [ 0,67980]	0,01758 [ 0,40195]	D(PWHEATCZ(-1))	0,10015 [ 0,92590]	0,15546 [ 1,59335]
D(PWHEATSK(-1))	0,30779 [ 3,14561]	0,62734 [ 7,10790]	D(PWHEATCZ(-2))	0,00464 [ 0,04282]	-0,22224 [-2,27606]
D(PWHEATSK(-2))	0,05917 [ 0,54601]	0,16964 [ 1,73555]	D(PWHEATCZ(-3))	-0,24849 [-2,24468]	-0,21114 [-2,11446]
D(PWHEATSK(-3))	0,31142 [ 2,85425]	0,36470 [ 3,70571]	D(PWHEATCZ(-4))	0,18887 [ 1,71548]	0,04814 [ 0,48476]
D(PWHEATSK(-4))	0,09376 [ 0,82731]	0,07566 [ 0,74013]	D(PWHEATCZ(-5))	-0,00303 [-0,02729]	0,09387 [ 0,93808]
D(PWHEATSK(-5))	-0,17505 [-1,57540]	-0,07751 [-0,77335]	D(PWHEATCZ(-6))	-0,07100 [-0,80788]	-0,21997 [-2,77499]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 203; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/12: VEC model pro pár zemí Slovensko - Německo, komodita pšenice

SK, DE					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATSK(-1)	1		R-squared	D(PWHEATSK)	D(PWHEATDE)
PWHEATDE(-1)	-0,4064 [-3,96515]		Adj, R-squared	0,4322	0,3757
			Log likelihood	0,4060	0,3469
			Akaike AIC	-165,4961	-229,5136
			Schwarz SIC	1,7122	2,3367
C	-9,32133		Schwarz SIC	1,8743	2,4988
			Log likelihood		-377,6629
			Akaike AIC		3,8992
			Schwarz SIC		4,2558
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATSK)	D(PWHEATDE)	D(PWHEATSK(-4))	D(PWHEATSK)	D(PWHEATDE)
	-0,07426 [-3,03782]	-0,11198 [-3,35202]		0,01146 [ 0,16598]	-0,01435 [-0,15207]
C	0,00953 [ 0,24377]	0,03432 [ 0,64220]	D(PWHEATDE(-1))	0,28941 [ 4,84845]	0,57469 [ 7,04541]
D(PWHEATSK(-1))	-0,00329 [-0,04315]	-0,00219 [-0,02101]	D(PWHEATDE(-2))	0,07149 [ 1,04854]	-0,45005 [-4,83063]
D(PWHEATSK(-2))	-0,05752 [-0,78384]	0,21802 [ 2,17395]	D(PWHEATDE(-3))	0,11866 [ 1,78203]	0,13318 [ 1,46359]
D(PWHEATSK(-3))	0,06510 [ 0,90714]	-0,01976 [-0,20151]	D(PWHEATDE(-4))	0,20717 [ 3,25856]	0,10036 [ 1,15519]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.18/13: VEC model pro pár zemí Polsko - Rakousko, komodita pšenice

PL, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PWHEATPL(-1)	1		R-squared	D(PWHEATPL)	D(PWHEATAT)
PWHEATAT(-1)	-0,7752 [-9,52548]		Adj, R-squared	0,3619	0,0571
			Log likelihood	0,3426	0,0286
			Akaike AIC	-213,3104	-370,8655
			Schwarz SIC	2,1389	3,6686
C	-2,57474 [-1,81599]		Schwarz SIC	2,2520	3,7817
			Log likelihood		-583,1651
			Akaike AIC		5,8268
			Schwarz SIC		6,1015
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PWHEATPL)	D(PWHEATAT)	D(PWHEATAT(-1))	D(PWHEATPL)	D(PWHEATAT)
	-0,09279 [-3,97667]	0,13590 [ 2,71077]		0,02709 [ 0,73862]	0,06327 [ 0,80281]
D(PWHEATPL(-1))	0,34585 [ 5,20603]	0,17999 [ 1,26098]	D(PWHEATAT(-2))	0,07528 [ 1,97834]	-0,04154 [-0,50812]
D(PWHEATPL(-2))	0,03358 [ 0,47962]	-0,09691 [-0,64433]	D(PWHEATAT(-3))	0,08603 [ 2,16108]	0,12834 [ 1,50039]
D(PWHEATPL(-3))	0,20774 [ 3,15006]	-0,14690 [-1,03674]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 206

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

## Příloha č. 19: Určení zpoždění a testování VAR modelů pro různé skupiny zemí, komodita pšenice

Tabulka č. 11.19/1 – Informační kritéria pro ceny pšenice, model pro země CZ, PL, DE, AT

Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	17,829	9,817	9,395	9,238	9,159	9,050	8,962	9,015	9,053	9,017	8,936	8,821*	8,877
SIC	17,895	10,149	9,993*	10,102	10,289	10,445	10,622	10,941	11,246	11,475	11,660	11,811	12,132
HQ	17,856	9,951	9,637	9,588*	9,617	9,614	9,634	9,795	9,941	10,012	10,039	10,031	10,195

Pozn. \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria, AIC: Akaikého informační kritérium, SIC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium, **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.19/2 – Test trendu a výběr zpoždění pro test kointegrace pro časové řady cen, komodita pšenice, země CZ, PL, DE, AT

Pár zemí	Informační kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. omezená bez trendu	Log-lik. neomezená s trendem	LR stat	Chí-kvad 5 % (4)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokorelace, určení řádu
CZ, PL, DE, AT	SIC	VAR(2)	-933,6319	-930,1648	6,9342	9,48773	Nez. H <sub>0</sub>	bez trendu	1,2,3,4,5,6,10,11,12
	H-Q	VAR(3)	-898,5305	-893,1491	10,7628	9,48773	Zam H <sub>0</sub>	s trendem	1,2,3,4,6,10*,11,12
	AIC	VAR(11)	<b>-696,3427</b>	<b>-686,4695</b>	<b>19,7464</b>	<b>9,48773</b>	<b>Zam H<sub>0</sub></b>	<b>s trendem</b>	<b>3,7*,10*,11*</b>

Pozn.: \* označuje autokorelaci významnou pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.19/3 – Informační kritéria pro ceny pšenice, model pro země CZ, PL, DE, AT, SK

Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	20,879	11,108	10,526	10,367	10,293	10,225	10,174	10,249	10,312	10,303	10,253	10,148	10,142*
SIC	20,962	11,606	11,439*	11,696	12,037	12,384	12,748	13,238	13,717	14,123	14,488	14,798	15,208
HQ	20,913	11,310	10,895*	10,905	10,999	11,099	11,216	11,459	11,690	11,849	11,968	12,030	12,193

Pozn. \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria, AIC: Akaikého informační kritérium, SIC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium, **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.19/4 – Test trendu a výběr zpoždění pro test kointegrace pro časové řady cen, komodita pšenice, země CZ, PL, DE, AT, SK

Pár zemí	Informační kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. omezená bez trendu	Log-lik. neomezená s trendem	LR stat	Chí-kvad 5 % (2)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokorelace, určení řádu
CZ, PL, DE, AT, SK	SIC, H-Q	VAR(2)	-1027,581	-1022,913	9,336	5,99146	Zam. H <sub>0</sub>	s trendem	1,2,3,4,5,6,10, 11,12
	AIC	VAR(12)	<b>-699,1014</b>	<b>-688,0621</b>	<b>22,0786</b>	<b>5,99146</b>	<b>Zam. H<sub>0</sub></b>	<b>s trendem</b>	<b>1, 2*, 5*, 7*, 8, 11, 12*, 13*</b>

Pozn.: \* označuje autokorelaci významnou pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

## Příloha č. 20: Výsledky modelů VEC pro páry zemí, komodita ječmen

Tabulka č. 11.20/1: VEC model pro pár zemí Česká republika - Německo, komodita ječmen

CZ, DE					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYCZ(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYDE)
PBARLEYDE(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,5045	0,2745
C	1,9998		Log likelihood	0,4947	0,2601
	[ 6,15080]		Akaike AIC	-108,4878	-170,9946
			Schwarz SIC	1,0965	1,7004
			Schwarz SIC	1,1770	1,7809
			Log likelihood		-266,4579
			Akaike AIC		2,7001
			Schwarz SIC		2,9094
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYDE)	D(PBARLEYDE(-1))	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYDE)
	-0,08839	-0,02538		0,13609	0,50415
	[-4,26580]	[-0,90552]		[ 2,36600]	[ 6,48034]
D(PBARLEYCZ(-1))	0,26364	-0,08044	D(PBARLEYDE(-2))	0,16658	-0,05367
	[ 3,85035]	[-0,86860]		[ 2,72757]	[-0,64971]
D(PBARLEYCZ(-2))	0,04936	0,15885			
	[ 0,76902]	[ 1,82970]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 207

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.20/2: VEC model pro pár zemí Polsko - Německo, komodita ječmen

PL, DE					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYPL(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYDE)
PBARLEYDE(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,4268	0,3021
C	-1,2542		Log likelihood	0,4035	0,2736
	[-3,88748]		Akaike AIC	-177,3058	-166,3211
			Schwarz SIC	1,8176	1,7105
			Schwarz SIC	1,9635	1,8563
			Log likelihood		-339,5147
			Akaike AIC		3,5172
			Schwarz SIC		3,8576
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYDE)	D(PBARLEYDE(-1))	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYDE)
	-0,12394	0,00730		0,29158	0,50386
	[-4,61288]	[ 0,28646]		[ 3,69081]	[ 6,72901]
D(PBARLEYPL(-1))	0,20324	-0,02831	D(PBARLEYDE(-2))	-0,11227	0,01380
	[ 2,98060]	[-0,43795]		[-1,27592]	[ 0,16545]
D(PBARLEYPL(-2))	0,09631	-0,13257	D(PBARLEYDE(-3))	0,20147	0,04780
	[ 1,44373]	[-2,09674]		[ 2,32558]	[ 0,58218]
D(PBARLEYPL(-3))	0,24098	0,02391	D(PBARLEYDE(-4))	-0,20195	0,19279
	[ 3,60427]	[ 0,37729]		[-2,38544]	[ 2,40263]
D(PBARLEYPL(-4))	-0,04063	0,01094			
	[-0,64041]	[ 0,18189]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 205

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.20/3: VEC model pro pár zemí Polsko - Rakousko, komodita ječmen

PL, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYPL(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYAT)
PBARLEYAT(-1)	-1		Adj, R-squared	0,4724	0,1545
@TREND(95M07)	-0,02209		Log likelihood	0,4298	0,0863
	[-4,25550]		Akaike AIC	-166,5279	-203,4083
			Schwarz SIC	1,8072	2,1724
				2,0692	2,4344
C	-0,214836		Log likelihood		-368,4184
			Akaike AIC		3,9942
			Schwarz SIC		4,5675
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYPL(-7))	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYAT)
	-0,12967	0,02860		0,02531	-0,08791
	[-3,78108]	[ 0,69475]		[ 0,39566]	[-1,14515]
C	0,00905	0,02752	D(PBARLEYAT(-1))	0,25064	0,19297
	[ 0,22172]	[ 0,56195]		[ 3,67150]	[ 2,35498]
D(PBARLEYPL(-1))	0,22577	0,02262	D(PBARLEYAT(-2))	-0,04837	0,05882
	[ 3,12395]	[ 0,26076]		[-0,67988]	[ 0,68879]
D(PBARLEYPL(-2))	0,04354	-0,10451	D(PBARLEYAT(-3))	0,21608	0,21702
	[ 0,59818]	[-1,19636]		[ 3,13815]	[ 2,62592]
D(PBARLEYPL(-3))	0,18545	-0,05872	D(PBARLEYAT(-4))	-0,07848	-0,13714
	[ 2,64150]	[-0,69683]		[-1,13978]	[-1,65941]
D(PBARLEYPL(-4))	-0,04457	0,01263	D(PBARLEYAT(-5))	0,21124	0,06519
	[-0,63002]	[ 0,14876]		[ 3,05139]	[ 0,78447]
D(PBARLEYPL(-5))	-0,02166	0,13503	D(PBARLEYAT(-6))	0,10301	0,16465
	[-0,31794]	[ 1,65168]		[ 1,46699]	[ 1,95356]
D(PBARLEYPL(-6))	0,00475	-0,14044	D(PBARLEYAT(-7))	-0,06921	0,14860
	[ 0,06946]	[-1,71298]		[-0,97054]	[ 1,73614]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 202

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.20/4: VEC model pro pár zemí Rakousko - Maďarsko, komodita ječmen

AT, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYHU(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYAT)
PBARLEYAT(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,1087	0,0548
			Log likelihood	0,1001	0,0456
C	-0,4369		Akaike AIC	-363,2302	-218,2285
	[-0,85454]		Schwarz SIC	3,5214	2,1272
				3,5696	2,1753
			Log likelihood		-575,2964
			Akaike AIC		5,6182
			Schwarz SIC		5,7626
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYAT(-1))	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYAT)
	-0,15606	0,03378		0,28808	0,17442
	[-3,59265]	[ 1,56135]		[ 2,05990]	[ 2,50429]
D(PBARLEYHU(-1))	-0,12460	0,04083			
	[-1,77228]	[ 1,16601]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 208

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.20/5: VEC model pro pár zemí Německo - Maďarsko, komodita ječmen**

DE, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYHU(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
PBARLEYDE(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,2553	0,2970
C	0,8955		Log likelihood	0,2249	0,2684
	[ 1,94338]		Akaike AIC	-341,0268	-167,0575
			Schwarz SIC	3,4149	1,7176
			Schwarz SIC	3,5608	1,8635
			Log likelihood		-507,5132
			Akaike AIC		5,1562
			Schwarz SIC		5,4966
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)	D(PBARLEYDE(-1))	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYDE)
	-0,19257	0,01647		0,43147	0,50376
	[-3,73298]	[ 0,74578]		[ 2,52697]	[ 6,89328]
D(PBARLEYHU(-1))	-0,20788	-0,00080	D(PBARLEYDE(-2))	-0,02347	-0,01781
	[-2,76519]	[-0,02498]		[-0,12312]	[-0,21830]
D(PBARLEYHU(-2))	-0,14775	0,02916	D(PBARLEYDE(-3))	0,18415	0,00001
	[-1,99877]	[ 0,92181]		[ 0,97691]	[ 0,00013]
D(PBARLEYHU(-3))	-0,00493	-0,01920	D(PBARLEYDE(-4))	0,35172	0,18407
	[-0,06826]	[-0,62054]		[ 1,98701]	[ 2,42967]
D(PBARLEYHU(-4))	-0,00556	-0,02465			
	[-0,08309]	[-0,86056]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 205

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.20/6: VEC model pro pár zemí Česká republika - Polsko, komodita ječmen**

CZ, PL					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYPL(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYCZ)
PBARLEYCZ(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,3726	0,4292
C	-3,2335		Log likelihood	0,3401	0,3996
	[-8,30165]		Log likelihood	-185,7611	-122,7552
			Akaike AIC	1,9290	1,3113
			Schwarz SIC	2,1079	1,4902
			Log likelihood		-290,5379
			Akaike AIC		3,0935
			Schwarz SIC		3,5001
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYCZ(-1))	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYCZ)
	-0,06636	0,04154		0,37746	0,52643
	[-2,22181]	[ 1,89400]		[ 3,72093]	[ 7,06736]
D(PBARLEYPL(-1))	0,28787	0,00850	D(PBARLEYCZ(-2))	-0,28666	0,13478
	[ 3,75738]	[ 0,15108]		[-2,56380]	[ 1,64164]
D(PBARLEYPL(-2))	0,08692	0,09909	D(PBARLEYCZ(-3))	0,44676	-0,11821
	[ 1,10325]	[ 1,71284]		[ 3,89680]	[-1,40415]
D(PBARLEYPL(-3))	0,08232	-0,04585	D(PBARLEYCZ(-4))	-0,16416	0,12182
	[ 1,09463]	[-0,83032]		[-1,37164]	[ 1,38620]
D(PBARLEYPL(-4))	-0,04968	-0,22184	D(PBARLEYCZ(-5))	0,05499	0,05849
	[-0,66350]	[-4,03454]		[ 0,48271]	[ 0,69931]
D(PBARLEYPL(-5))	-0,00504	0,10991			
	[-0,06783]	[ 2,01454]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 204

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.20/7: VEC model pro pár zemí Česká republika – Maďarsko, komodita ječmen

CZ, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYHU(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYCZ)
PBARLEYCZ(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,1295	0,4032
C	-1,0483		Log likelihood	0,1123	0,3914
	[-3,01799]		Akaike AIC	-359,5441	-127,7338
			Schwarz SIC	3,5222	1,2825
			Schwarz SIC	3,6027	1,3630
			Log likelihood		-476,3940
			Akaike AIC		4,7284
			Schwarz SIC		4,9377
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYCZ(-1))	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYCZ)
	-0,15037	0,05797		0,42386	0,44366
	[-2,39474]	[ 2,82907]		[ 2,01908]	[ 6,47636]
D(PBARLEYHU(-1))	-0,16176	0,00501	D(PBARLEYCZ(-2))	0,42629	0,09074
	[-1,99007]	[ 0,18900]		[ 2,05621]	[ 1,34122]
D(PBARLEYHU(-2))	-0,11048	0,05624			
	[-1,46116]	[ 2,27934]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 207

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

Tabulka č. 11.20/8: VEC model pro pár zemí Polsko – Maďarsko, komodita ječmen

PL, HU					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYPL(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)
PBARLEYHU(-1)	-1,0000		Adj, R-squared	0,2853	0,1350
C	-2,1944		Log likelihood	0,2638	0,1089
	[-5,42643]		Akaike AIC	-200,4263	-357,6087
			Schwarz SIC	2,0138	3,5399
			Schwarz SIC	2,1269	3,6530
			Log likelihood		-555,7860
			Akaike AIC		5,5610
			Schwarz SIC		5,8357
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)	D(PBARLEYHU(-1))	D(PBARLEYPL)	D(PBARLEYHU)
	-0,07652	0,15242		0,01590	-0,13148
	[-2,92812]	[ 2,71954]		[ 0,42337]	[-1,63242]
D(PBARLEYPL(-1))	0,27368	0,23793	D(PBARLEYHU(-2))	0,06513	-0,06886
	[ 3,94751]	[ 1,60012]		[ 1,80073]	[-0,88775]
D(PBARLEYPL(-2))	0,13522	0,14265	D(PBARLEYHU(-3))	0,04680	0,07614
	[ 1,92016]	[ 0,94445]		[ 1,37104]	[ 1,04004]
D(PBARLEYPL(-3))	0,13802	0,10829			
	[ 2,01742]	[ 0,73796]			

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 206

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7



**Tabulka č. 11.20/9: VEC model pro pár zemí Německo – Rakousko, komodita ječmen**

DE, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYAT(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYDE)
PBARLEYDE(-1)	-0,906045 [-25,4070]		Adj, R-squared	0,2764	0,2626
@TREND(95M07)	0,0098 [ 4,31517]		Log likelihood	0,2657	0,2517
			Akaike AIC	-190,4445	-173,0241
			Schwarz SIC	1,8697	1,7022
				1,9338	1,7663
			Log likelihood		-330,2968
			Akaike AIC		3,2817
C	-0,808148		Schwarz SIC		3,4582
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYDE)	D(PBARLEYAT(-1))	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYDE)
	-0,32846 [-5,84097]	-0,01770 [-0,34230]		0,04310 [ 0,56679]	0,04935 [ 0,70567]
C	0,03033 [ 0,71347]	0,02819 [ 0,72110]	D(PBARLEYDE(-1))	0,21648 [ 2,35554]	0,46900 [ 5,54916]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 208

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

**Tabulka č. 11.20/10: VEC model pro pár zemí Česká republika – Rakousko, komodita ječmen**

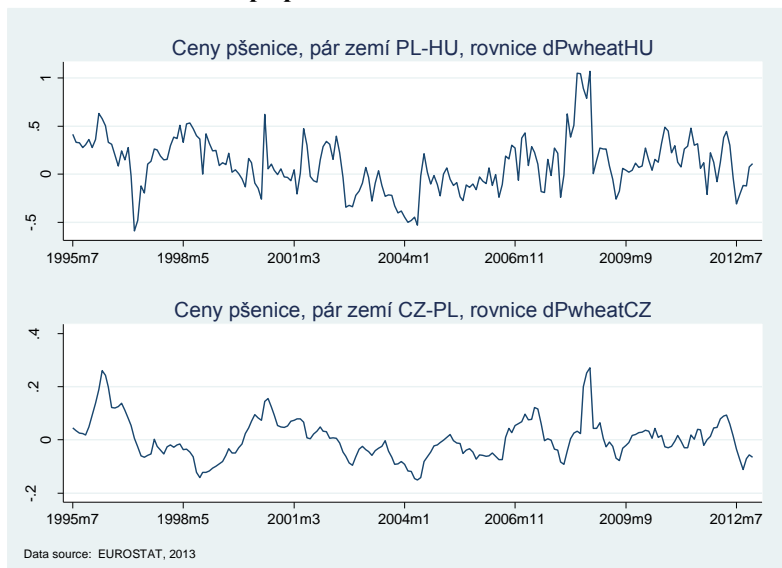
CZ, AT					
Dlouhodobý vztah:			Základní statistiky		
PBARLEYAT(-1)	1		R-squared	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYCZ)
PBARLEYCZ(-1)	-1,414513 [-9,81464]		Adj, R-squared	0,1744	0,4996
@TREND(95M07)	0,0358 [ 4,41224]		Log likelihood	0,1363	0,4766
			Akaike AIC	-202,6532	-109,4263
			Schwarz SIC	2,0747	1,1651
				2,2368	1,3272
			Log likelihood		-292,3649
			Akaike AIC		3,0767
C	-0,334792		Schwarz SIC		3,4496
Krátkodobý vztah:					
Zatížení $\alpha$	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYCZ)	D(PBARLEYAT(-4))	D(PBARLEYAT)	D(PBARLEYCZ)
	0,08638 [ 2,89407]	0,08057 [ 4,25350]		-0,28812 [-3,33630]	-0,07395 [-1,34940]
C	0,01074 [ 0,22710]	0,02111 [ 0,70338]	D(PBARLEYCZ(-1))	-0,02442 [-0,20157]	0,31315 [ 4,07321]
D(PBARLEYAT(-1))	0,15050 [ 1,80537]	0,14654 [ 2,76995]	D(PBARLEYCZ(-2))	0,45646 [ 3,58524]	0,15337 [ 1,89823]
D(PBARLEYAT(-2))	-0,21712 [-2,49735]	0,03122 [ 0,56578]	D(PBARLEYCZ(-3))	-0,16892 [-1,30985]	-0,13750 [-1,68009]
D(PBARLEYAT(-3))	0,10994 [ 1,26060]	0,17151 [ 3,09907]	D(PBARLEYCZ(-4))	0,30166 [ 2,66386]	0,20455 [ 2,84630]

Pozn. t-hodnoty v [ ], počet pozorování využitých pro odhad = 205

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

## Příloha č. 21: Ověření konvergence u kladných zatížení dlouhodobých vztahů

Graf č. 11.21/1 – Korekční člen vybraných rovnic cen pšenice v případě kladného zatížení  $\alpha$



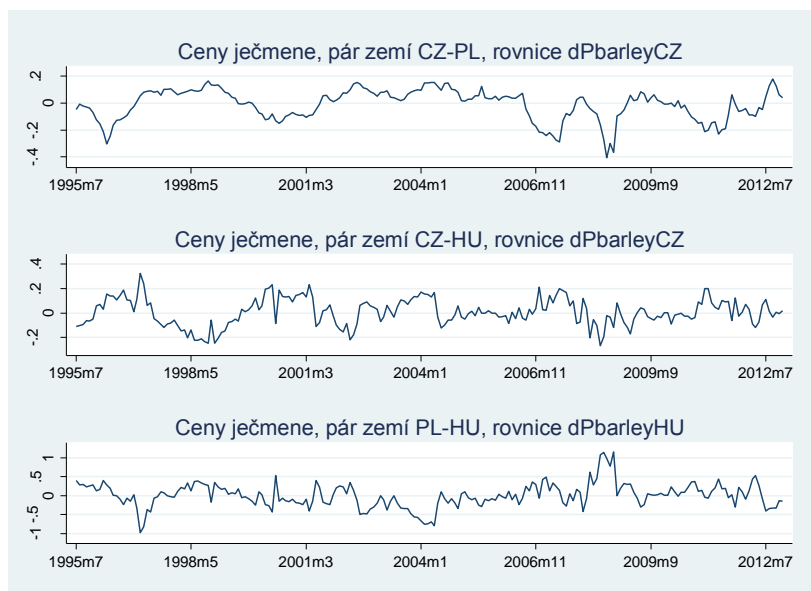
Tabulka č. 11.21/1 – ADF test řady korekce chyby, pšenice

Pár zemí: <b>CZ, PL</b>	Zatížení rovnice: $\alpha_{dPwheatCZ} = 0,0468$
testová statistika	-4,0783
p-value	0,0013
<b>Závěr</b>	<b>stacionární, I(0)</b>

Pár zemí: <b>PL, HU</b>	Zatížení rovnice: $\alpha_{dPwheatHU} = 0,1257$
testová statistika	-5,7486
p-value	0,0000
<b>Závěr</b>	<b>stacionární, I(0)</b>

Zdroj: vlastní výpočty, EViews ver. 7

Graf č. 11.21/2 – Korekční člen vybraných rovnic cen ječmene v případě kladného zatížení  $\alpha$



Tabulka č. 11.21/2 – ADF test řady korekce chyby, ječmene

Pár zemí: <b>CZ, PL</b>	Zatížení rovnice: $\alpha_{dPbarleyCZ} = 0,0415$
testová stat.	-2,8926
p-value	0,0479
<b>Závěr</b>	<b>stacionární, I(0)</b>

Pár zemí: <b>CZ, HU</b>	Zatížení rovnice: $\alpha_{dPbarleyCZ} = 0,0580$
testová stat.	-5,8953
p-value	0,0000
<b>Závěr</b>	<b>stacionární, I(0)</b>

Pár zemí: <b>PL, HU</b>	Zatížení rovnice: $\alpha_{dPbarleyHU} = 0,1524$
testová stat.	-5,8486
p-value	0,0000
<b>Závěr</b>	<b>stacionární, I(0)</b>

Zdroj: vlastní výpočty, EViews, ver. 7

## Příloha č. 22: Určení zpoždění a testování VAR modelů pro různé skupiny zemí, komodita ječmen

Tabulka č. 11.22/1 – Informační kritéria pro ceny ječmene, model pro země CZ, PL, DE

Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	13,004	5,002	4,635	4,542	4,479	4,352	4,323*	4,341	4,373	4,379	4,333	4,349	4,334
SIC	13,053	5,202	4,984*	5,041	5,126	5,149	5,270	5,437	5,618	5,774	5,878	6,043	6,177
HQ	13,024	5,083	4,776	4,744	4,741	4,674*	4,706	4,785	4,877	4,944	4,958	5,035	5,080

Pozn.: \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria, AIC: Akaikeho informační kritérium, SIC: Schwarzovo informační kritérium, HQ: Hannan-Quinnovo informační kritérium, **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.22/2 – Test trendu a výběr zpoždění pro test kointegrace pro časové řady cen, komodita ječmen, země CZ, PL, DE

Pár zemí	Infor. kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. mod. bez trendu	Log-lik. mod. s trendem	LR stat	Chí-kvadrát 5 % (3)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokor., určení řádu
CZ, PL DE	SIC	VAR(2)	-454,7387	-448,9624	11,5526	7,81473	Zam. $H_0$	s trendem	1,2,3,4,6,8*,9,10*,11,12
	H-Q	VAR(5)	-396,0127	-389,3987	13,228	7,81473	Zam. $H_0$	s trendem	2,3,4,9*,10,11,12
	AIC	VAR(6)	<b>-383,0365</b>	<b>-377,7867</b>	<b>10,4996</b>	<b>7,81473</b>	<b>Zam. <math>H_0</math></b>	<b>s trendem</b>	<b>2*,4*,5,10,11,12</b>

Pozn.: \* autokorelace významná pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.22/3 – Informační kritéria pro ceny ječmene, model pro země CZ, PL, DE, AT

Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	15,644	6,591	6,259	6,177	6,136	5,962	5,855	5,862	5,885	5,900	5,743*	5,780	5,802
SIC	15,711	6,923	6,857*	7,040	7,266	7,357	7,516	7,788	8,078	8,358	8,467	8,769	9,057
HQ	15,671	6,726	6,501*	6,526	6,594	6,526	6,527	6,642	6,773	6,895	6,846	6,990	7,120

Pozn.: \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria, **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.22/4 – Test trendu a výběr zpoždění pro test kointegrace pro časové řady cen, komodita ječmen, země CZ, PL, DE, AT

Pár zemí	Infor. kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. mod. bez trendu	Log-lik. mod. s trendem	LR stat	Chí-kvadrát 5 % (4)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokor., určení řádu
CZ, PL DE, AT	SIC, H-Q	VAR(2)	-603,8569	-591,9722	23,7694	9,48773	Zam. $H_0$	s trendem	1,2,3,4,5,6,8,9,11,12
	AIC	VAR(10)	<b>-410,5382</b>	<b>-404,1451</b>	<b>12,7862</b>	<b>9,48773</b>	<b>Zam. <math>H_0</math></b>	<b>s trendem</b>	<b>3,10*,12*</b>

Pozn.: \* autokorelace významnou pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.22/5 – Informační kritéria pro ceny ječmene, model pro země CZ, PL, DE, HU

Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	16,977	8,367	8,060	7,947	7,937	7,860	7,853*	7,886	7,930	7,977	7,931	7,874	7,894
SIC	17,043	8,699	8,658*	8,810	9,066	9,255	9,514	9,812	10,122	10,435	10,654	10,863	11,149
HQ	17,004	8,501	8,302	8,296*	8,394	8,425	8,525	8,666	8,817	8,972	9,033	9,084	9,211

Pozn.: \* indikuje zpoždění dle daného informačního kritéria, **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7

Tabulka č. 11.22/6 – Test trendu a výběr zpoždění pro test kointegrace pro časové řady cen, komodita ječmen, země CZ, PL, DE, HU

Pár zemí	Infor. kritérium	Model VAR(p)	Log-lik. mod. bez trendu	Log-lik. mod. s trendem	LR stat	Chí-kvadrát 5 % (4)	Vyhod. $\alpha = 0,05$	Vhodný model	Významná autokor., určení řádu
CZ, PL DE, HU	SIC	VAR(2)	-791,1075	-785,0261	12,1628	9,4877	Zam. $H_0$	s trendem	1 až 4,6*,7*,8*,9,10*,11,12
	H-Q	VAR(3)	-760,8203	-753,3359	14,9688	9,4877	Zam. $H_0$	s trendem	1,2,3,4,8*,10,11,12
	AIC	VAR(6)	<b>-697,4365</b>	<b>-691,4737</b>	<b>11,9256</b>	<b>9,4877</b>	<b>Zam. <math>H_0</math></b>	<b>s trendem</b>	<b>5, 10, 11</b>

Pozn.: \* autokorelace významnou pouze na 10 % hladině významnosti, ostatní hodnoty označují řád autokorelace významný na 5 % i 10 % hladině významnosti; **Zdroj:** vlastní výpočty, EViews ver. 7