

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA EKONOMIKY

OBOR PODNIKOVÁ A ODVĚTVOVÁ EKONOMIKA



DISERTAČNÍ PRÁCE

Tržní struktura vybraných výrobních vertikál a vliv exogenních determinantů

Autor:

Ing. Tereza Nováková

Školitel:

doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.

Tržní struktura vybraných výrobních vertikál a vliv exogenních
determinantů

The Market Structure of the Selected Product Line and the Influence
of Exogenous Determinants

PODĚKOVÁNÍ

Touto cestou bych ráda poděkovala školiteli doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph. D. za odborné vedení, pomoc a užitečné rady, a dále členům Katedry ekonomiky za vlídnost a ochotu po dobu studia, zejména paní Ing. Jarmile Peterové, CSc. a Ing. Michalu Malému, Ph.D. Velké poděkování patří také mé rodině a nejbližším, kteří mě po celou dobu studia podporovali a chápali.

OBSAH

SEZNAM ZKRATEK	1
1 ÚVOD	3
2 CÍL PRÁCE	7
3 PŘEHLED ŘEŠENÉ PROBLEMATIKY	9
3.1 ANALÝZA TRŽNÍ STRUKTURY A CENOVÉ TRANSMISE	9
3.2 PŘEHLED STUDIÍ RELEVANTNÍCH K ŘEŠENÉ PROBLEMATICE	15
4 TEORETICKÝ RÁMEC	24
4.1 DEFINICE TRHU A JEHO DETERMINANTŮ	24
4.1.1 NABÍDKA	27
4.1.2 POPTÁVKA	28
4.1.3 TRŽNÍ CENA	30
4.1.4 REGULACE TRHU	31
4.1.5 TRŽNÍ SUBJEKTY	32
4.1.6 KONKURENČNÍ TRŽNÍ STRUKTURY	33
4.2 UTVÁŘENÍ TRŽNÍ ROVNOVÁHY	39
4.3 ZEMĚDĚLSKO-POTRAVINÁŘSKÝ TRH	43
4.3.1 TRH ZEMĚDĚLSKÝCH VÝROBCŮ	44
4.3.2 TRH ZPRACOVATELŮ (PRODUCENTŮ POTRAVINÁŘSKÝCH VÝROBKŮ)	45
4.3.3 MALOOBCHOD, VELKOOBCHOD A SPOTŘEBITELSKÝ TRH	47
4.4 HODNOTOVÝ ŘETĚZEC VÝROBKOVÉ VERTIKÁLY	48
4.4.1 ODBYTOVÉ ORGANIZACE	52
4.4.2 LEGISLATIVNÍ OPATŘENÍ A REGULACE V RÁMCI ZEMĚDĚLSKO-POTRAVINÁŘSKÉHO TRHU V ČR	54
5 METODICKÝ RÁMEC A DATOVÁ ZÁKLADNA	58
5.1 DATOVÁ ZÁKLADNA	58
5.2 CENOVÁ TRANSMISE	62
5.3 TEORETICKÝ MODEL - MARKETING MARGIN MODEL	64
5.4 POSTUP V RÁMCI EMPIRICKÉ ČÁSTI PRÁCE	67
5.4.1 TESTOVÁNÍ STACIONARITY ČASOVÝCH ŘAD	67
5.4.2 TESTOVÁNÍ STABILITY PARAMETRU	71
5.4.3 KOINTEGRACE	76
5.4.4 ODHAD PARAMETRŮ MODELU	78
6 VÝSLEDKY A DISKUSE	82

6.1	DESKRIPTIVNÍ ANALÝZA VYBRANÝCH VÝROBKOVÝCH VERTIKÁL.....	82
6.1.1	PŠENICE A PEKAŘSKÉ VÝROBKY	82
6.1.2	MASO A MASNÉ VÝROBKY – HOVĚZÍ, VEPŘOVÉ, DRŮBEŽÍ.....	90
	HOVĚZÍ MASO.....	93
	VEPŘOVÉ MASO.....	98
	DRŮBEŽÍ MASO.....	103
6.1.3	MLÉKO A MLÉČNÉ VÝROBKY	108
6.2	EKONOMETRICKÁ ANALÝZA VYBRANÝCH VÝROBKOVÝCH VERTIKÁL.....	114
6.2.1	PŠENICE A PEKAŘSKÉ VÝROBKY	115
6.2.2	MASO A MASNÉ VÝROBKY – HOVĚZÍ, VEPŘOVÉ, DRŮBEŽÍ.....	128
	HOVĚZÍ MASO.....	128
	VEPŘOVÉ MASO.....	141
	DRŮBEŽÍ MASO.....	154
6.2.3	MLÉKO A MLÉČNÉ VÝROBKY	168
7	ZÁVĚRY.....	181
8	POUŽITÁ LITERATURA.....	191
	PŘÍLOHY.....	206
	SEZNAM TABULEK	221
	SEZNAM SCHÉMÁT A GRAFŮ	223

Seznam zkratk

- AAEA – Asociace zemědělských ekonomů
ADF – Augmented (rozšířený) Dickey-Fuller test (1979)
ADL - Autoregresní modely rozložených časových zpoždění
ARIMA - AutoRegressive Integrated Moving Average Model
ARMA – Autoregressive Moving Average Model
BMNČ (OLS) – běžná metoda nejmenších čtverců (ordinary least squares)
BSE - Bovinní spongiformní encefalopatie (lidově nemoc šílených krav)
CC – Cross Compliance (kontrola podmíněnosti)
CPI – Index spotřebitelských cen
CPV – Cena průmyslových výrobců
CZV – Cena zemědělských výrobců
ČNB – Česká národní banka
ČR – Česká Republika
ČSÚ – Český statistický úřad
dCPV – Diference cen průmyslových výrobců
dCZV – Diference cen zemědělských výrobců
DMNČ – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
EAAE – Evropská asociace zemědělských ekonomů
EAFRD - Evropského fondu pro rozvoj venkova
EAGF - Evropského zemědělského záručního fondu
ECM – Model korekce chyby
EFF – Evropský rybářský fond
EU – Evropská Unie
FAO - Organizace OSN pro výživu a zemědělství
GAEC – Standardy dobrého zemědělského a environmentálního stavu
HDP – Hrubý domácí produkt
JUT – Jatečně upravený trup
MZe ČR – Ministerstvo zemědělství ČR
NACE – klasifikaci ekonomických činností
NEIO – New Empirical Industrial Organization
NUTS II – Normalizované klasifikace územních celků regionů

OECD - Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj
OLS – Běžná metoda nejmenších čtverců (ordinary least squares)
PAM – Partial Adjustment model
PBB – Plodinová burza Brno
PPI – Index průmyslových cen
PRV – Program rozvoje venkova
RSM – Regime Switching model
SC – Spotřebitelská cena
SFTR – Státní fond tržní regulace
SOT – Společná organizace trhu
SZIF – Státní zemědělský intervenční fond
SZP – Společná zemědělská politika EU
SZPI – Státní zemědělská a potravinářská inspekce
TIS – Tržní informační systém
TMNČ (3SLS) – Třístupňová metoda nejmenších čtverců
TVECM – Treshold vector correction model
ÚOHS - Úřad pro ochranu hospodářské soutěže
ÚZEI – Ústav zemědělské ekonomiky a informací (dříve VÚZE)
VAR – Vector autoregressive model
VECM – vector error correction model
VÚZE – výzkumný ústav zemědělské ekonomiky
WTO – World Trade Organization
ZZN – Zemědělské zásobování a nákup

1 Úvod

Disertační práce se zabývá analýzou vztahů uvnitř pěti vybraných výrobních vertikál v rámci zemědělsko-potravinářského trhu v České republice, identifikací jejich tržní struktury a vlivem exogenních determinantů působících na jednotlivé výrobní vertikály. V rámci analýzy tržní struktury výrobních vertikál je kladen důraz na efektivnost fungování tržního mechanismu, zejména na průchodnost tržních signálů z jednoho stupně vertikály na stupně navazující a na důsledky jednotlivých sil působících v rámci analyzovaných vertikál.

Výrobní vertikálu lze podle Peterové (2010) charakterizovat jako tok, cestu produktu od jeho vývoje, výzkumu, biologického a technického řešení, přes hromadnou zemědělskou výrobu, jeho zpracování ve finální výrobek, včetně jeho prodeji spotřebiteli. Za článek vertikály je považována ucelená část výrobního procesu založená na shodné technologii, zatímco prvkem vertikály je nazýván samostatný hospodářský subjekt ve vertikále. Články a prvky vertikál jsou charakterizovány v rámci kapitoly Deskriptivní analýzy dané vertikály.

Zemědělsko-potravinářský trh je prostředím nedokonale konkurenčním. Díky tomu dochází k nerovnoměrnému přenášení ekonomických sil působících v rámci vertikály, což způsobuje asymetrii cenové transmise na jednotlivých stupních. Asymetrické reakce mohou vznikat z několika důvodů, jako např. zneužíváním tržní síly některého z článků vertikály, využíváním marketingových nákladů, uplatňováním vládních podpor a dalších vlivů. Pozornost v analýzách je z tohoto důvodu věnována symetrii, resp. asymetrii výrobní vertikály. Výskyt asymetrie výrobních vertikál je v zemědělsko-potravinářském trhu spíše pravidlem než výjimkou¹. Proto její nezohlednění může vést ke zkresleným výsledkům odhadů parametrů při modelování vztahů na trhu.

¹ Častý výskyt asymetrie výrobních vertikál je potvrzen ve studiích uvedených v rámci této disertační práce v kapitole Přehled studií relevantních k dané problematice.

Pro identifikaci tržní síly na různých stupních komoditních vertikál byl použit metodický přístup založený na analýze cenové transmise, ke které byl využit model tržního rozpětí (Marketing margin model). Tržním rozpětím se pro účely této práce rozumí rozdělení výrobní vertikály na dvě tržní rozpětí, v tomto případě tržní rozpětí (cenové), tržní cenové rozpětí na prvním stupni výrobní vertikály (cena průmyslových výrobců – cena zemědělských výrobců) a tržní cenové rozpětí na druhém stupni výrobní vertikály (spotřebitelská cena – cena průmyslových výrobců).

K samotné analýze byly vybrány výrobní vertikály s vysokým podílem vstupní suroviny na výsledném produktu, jelikož v rámci těchto vertikál lze lépe sledovat přenášení tržních signálů z jednoho trhu na trhy navazující. Zkoumanými výrobními vertikálami jsou v rostlinné výrobě vertikála potravinářské pšenice a v živočišné výrobě vertikály masa – hovězí, vepřové a drůbeží maso, dále výrobní vertikála mléka.

Na těchto trzích působí determinanty, které ovlivňují chování subjektů a mají za následek výskyt strukturálních šoků, které pak změni rozložení sil mezi jednotlivými články. Příčinou výskytu šoků mohou být např. výkyvy nabídky, poptávky, situace na zahraničních trzích, vliv EU, vliv nepříznivého počasí, výskyt onemocnění zvířat (např. ptačí chřipka, prasečí chřipka, prasečí mor, BSE, slintavka, kulhavka) a mnohá další. Podstatnou otázkou jsou skutečné důsledky výskytu strukturálních šoků a jejich vliv na příslušné odvětví, jak ovlivní výrobu a spotřebu dané komodity a jak se změni tržní struktura a cenový přenos mezi články vertikály.

V závislosti na výše uvedeném je nutné nalézt možný okamžik zlomu a na jeho základě hledat odpovědi na otázky, co ho mohlo způsobit. Při analýze vztahů v rámci jedné vertikály není dostačující zaměřit samotné hodnocení pouze na signifikantní vlivy, které se dané vertikály dotýkají přímo, ale je třeba zahrnout i širší souvislosti, jako např. postavení zemědělství v rámci národní politiky, agrární zahraniční politiku ČR a s ní úzce spjatou společnou zemědělskou politiku EU, obchodní vztahy tržních subjektů a vztahy na podnikové úrovni. Zejména v prostředí agrárního trhu je třeba se zaměřit na jeho specifika a při samotné analýze tato specifika zohlednit.

Z mikroekonomického hlediska prošlo zemědělství výraznými změnami a to zejména v důsledku reformy zemědělství po roce 1989 - vlivem transformačních, privatizačních a restitučních procesů v období před vstupem do EU a v období členství v EU. Pro situaci po roce 1989 je typické nízká poptávka po produktech zemědělské výroby a celkový pokles zájmu o zemědělskou výrobu. Snahou bylo obnovení soukromého vlastnictví, podpora venkovského prostoru a podpory ochrany životního prostředí a mimoprodukčních funkcí zemědělství.

Období vstupu ČR do EU znamenalo pro ČR začlenění do Společné zemědělské politiky, do systému, pro který je typická dotační politika, společná organizace zemědělských trhů za pomoci regulačních opatření a ochranných prostředků před působením nečlenských zemí. Cenová politika je v období velmi často diskutovaným tématem. V rámci vertikál je cenový vývoj disproporcionální, jelikož ceny zemědělských výrobců a ceny průmyslových výrobců rostou pomaleji než ceny vstupů do zemědělství. V rámci deskriptivní analýzy je cenová politika EU a prostředí společného trhu EU charakterizováno blíže s důrazem na specifika jednotlivých výrobních vertikál.

Disertační práce je členěna do několika podkapitol, které poskytují komplexní pohled na řešenou problematiku. V první části práce je zpracován přehled podstatných teoretických výsledků a empirických studií domácích a zahraničních autorů, věnující se řešené problematice. V další části je vymezen teoretický rámec řešené problematiky – definice trhu, tržních struktur a utváření tržní rovnováhy. Pro stanovení výrobních vertikál je použita definice hodnotového řetězce této vertikály a charakteristiky jednotlivých stupňů.

Metodický rámec v další části práce definuje pojem cenové transmise a uvádí možné analytické přístupy, které byly v různých studiích pro analýzu cenové transmise použity. Podrobné charakteristiky a specifika jednotlivých analytických přístupů jsou zpracovány v rámci disertační práce. Datová základna, která byla vytvořena pro vlastní praktickou část disertační práce, je charakterizována v širším spektru.

Empirická část předkládané práce obsahuje deskriptivní a ekonometrickou analýzu jednotlivých vertikál. Deskriptivní analýza vybraných výrobních vertikál je

provedena v rámci českého zemědělsko-potravinářského trhu v závislosti na trhu evropském a světovém. Výsledky analýzy slouží k obecné charakteristice a určení specifík vybraných výrobních vertikál, stejně jako k zachycení některých vlivů, které mohou mít dopad na přenášení tržních signálů a utváření rovnováhy v rámci výrobních vertikál. Dosažené výsledky ekonometrické analýzy jsou shrnuty a diskutovány. Výsledky statistických testů a odhadů parametrů jsou vždy interpretovány pro každou vertikálu zvlášť. Závěry shrnují poznatky získané při zpracování disertační práce a uvádí přínos vlastní části práce pro dodržení cíle práce.

2 Cíl práce

Hlavním cílem disertační práce je identifikovat tržní strukturu a případné změny v tržních silách subjektů působících ve vybraných výrobních vertikálách českého agrobyznysu se zaměřením na určení vlivu jejich podstatných exogenních determinantů, které mohou způsobovat výskyt strukturálního šoku. Naplnění tohoto cíle bude dosahováno realizací následujících dílčích cílů a hledáním odpovědí na výzkumné otázky.

Dílčí cíle disertační práce jsou:

- i. Analýza vývoje a současného stavu ve vybraných výrobních vertikálách a identifikace vazeb uvnitř vertikál.
- ii. Identifikace případného výskytu strukturálního šoku uvnitř vybraných výrobních vertikál.
- iii. Vymezení možných exogenních determinantů tržní struktury vybraných výrobních vertikál způsobujících nastalý strukturální šok.
- iv. Analýza a zhodnocení situace před výskytem strukturální změny a po ní.

Naplnění hlavního cíle, potažmo dílčích cílů předkládané práce, je dosahováno hledáním odpovědí na následující výzkumné otázky.

- Je příčinou výskytu strukturální změny ve výrobě potravinářské pšenice cenový vývoj na zahraničních trzích?
- Je příčinou výskytu strukturální změny v živočišné výrobě vypuknutí závažného onemocnění zvířat?
- Jaké další příčiny výskytu strukturální změny mohou nastat?
- Má za následek vypuknutí některého z onemocnění skotu, vepřů či drůbeže změnu v tržní struktuře dané výrobní vertikály na obou stupních hodnotového řetězce, nebo pouze na jednom?
- Využívají zpracovatelské podniky sílu svého tržního postavení v rámci prvního stupně vertikály v období po výskytu strukturální změny?

- Využívají subjekty na obchodní úrovni sílu svého tržního postavení v rámci druhého stupně vertikály v období strukturální změny?

Vlastní práce je rozdělena na deskriptivní a empirickou část, přičemž obě tyto části se doplňují. Spojením závěrů deskriptivní a výsledků empirické analýzy (výsledky testů a ekonometrické analýzy) jsou vyvozeny závěry o výskytu strukturálních změn a jsou identifikovány determinanty změn tržních sil jednotlivých subjektů trhu.

3 Přehled řešené problematiky

Analýza vztahů uvnitř zemědělsko-potravinářských vertikál umožňuje zejména pochopit důležité vazby a nalézt významné faktory, které určují (determinují) charakter a chování subjektů v rámci zkoumaných vertikál. Tímto tématem se v minulosti zabývala celá řada významných autorů. Výsledky jednotlivých analýz mohou sloužit jako vhodný nástroj pro rozhodování vedoucích pracovníků, jelikož z provedených analýz mohou být dále odvozeny prognózy budoucího vývoje. Významnými organizacemi, které tyto analýzy provádějí, jsou např. FAO, OECD nebo EAAE, AAEA. Pro mezinárodní organizace mají význam analýzy globálního prostředí. Můžeme se ale setkat i s analýzami dílčích trhů, které se zabývají konkrétními problémy na těchto trzích, jako např. nepříznivé vlivy počasí, změny ve využití produkce, onemocnění zvířat či další specifické problémy a omezení, které dílčí trhy ovlivňují.

3.1 Analýza tržní struktury a cenové transmise

Analýzou tržní struktury, jejích prvků, měření tržní síly a chování jednotlivých subjektů nejen na zemědělsko-potravinářských trzích se zabývá celá řada autorů, například ve vědeckých článcích těchto autorů: K. Cowling, M a W. Brabander (1976), M. Shubik a R. Levitan (1980), R. Clarke a S. W. Davies (1982), S. Klepper a E. Graddy (1990), T. Lloyd a S. McCorriston a W. Morgan a H. T. Weldegebriel (1997), A. Gohin a H. Guyomard (2000), R. N. Acharya (2000), J. Sutton (1991), S. Peltzman (2000), P. Vavra a B. K. Goodwin (2005), S. Cramon-Taubadel (1998) a další. Zkoumání tržní struktury, analýzy změn v tržních silách a chování tržních subjektů jsou většinou založeny na charakteru cenové transmise. Proto se cenová transmise a její analýza stala předmětem zájmu řady vědeckých výzkumů z počátku zejména v USA, kde byly analýzy zaměřeny nejen na zemědělsko-potravinářské vertikály.

Podle Vavra a Goodwin (2005) se v minulosti objevovaly zejména 2 typy vědeckých studií zabývajících se cenovou transmisí. Studie analyzující horizontální (prostorové)

cenové vazby se soustředily na spojitost mezi cenami na různých místech. Tyto teorie jsou považovány za velmi užitečné ve vztahu k určování směnných kurzů a tržní integraci. Na rozdíl od horizontálního pohledu na cenové vazby lze analyzovat vertikální cenové vazby, tj. hodnocení vztahů mezi cenami zemědělských výrobců, cenami průmyslových výrobců a spotřebitelskými cenami.

Dalším velmi významným a často opakovaným tématem je symetrie, resp. asymetrie cenové transmise uvnitř výrobních vertikál, která je pro zemědělsko-potravinářský trh specifická a její výskyt je způsoben zejména zneužíváním tržní síly některého z článků vertikály.

Mezi zahraniční autory, kteří se zabývají problematikou tržních struktur, potažmo cenovou transmisí konkrétně u zemědělských vertikál patří např. S. Peltzman (2000), P. Vavra a B. K. Goodwin (2005), L. Cabral a A. Fishman (2006), J. Meyer a S. Cramon-Taubadel (2005), L. Z. Bakucs a I. Fertő (2005), S. Bojnec (2002), S. McCorriston a C. W. Morgan a A. J. Rayner (2001), G. Frey, M. Manera (2005) a mnoho dalších autorů z celého světa. Jejich analýzy se zabývají zejména trhy hovězího a vepřového masa a mléka, ale i obecnou analýzou zemědělských trhů.

V České republice můžeme také nalézt celou řadu autorů, kteří se řešenou problematikou v minulosti zabývali nebo stále ještě zabývají, a to zejména v souvislosti se vstupem ČR do Evropské unie a přijetím pravidel Společné zemědělské politiky, která vývoj na zemědělsko-potravinářském trhu ovlivnila svými pravidly, principy, cíli a nástroji. Tím docházelo a stále dochází k přizpůsobování, resp. ke změně tržních struktur z hlediska nabídky, poptávky a cenových poměrů. Mezi autory publikující v této oblasti patří např.: Z. Poděbradský (1997, 1998), F. Střeleček (2005), P. Syrovátka (2010), J. Tvrdoň (1995), J. Peterová (2010), L. Čechura (2006), M. Malý (2013), L. Rumánková (2012), T. Ratering (2004), L. Gallová (2009), Z. Malá (2012), V. Bečvářová (2008), I. Lechanová (2006) a celá řada dalších. Tyto vědecké práce se zaměřují na modelování nabídkově poptávkových vztahů zemědělsko-potravinářského trhu, proces cenové transmise a analýzy tržních struktur na domácích a světových trzích.

Studii zabývajících se uvedenou problematikou na trhu v České republice nebo na zahraničních trzích je velké množství a v jednotlivých studiích je patrná rozdílnost metodických přístupů využitých ke zkoumání cenové transmise, asymetrie cenových přenosů a identifikace tržní síly jednotlivých subjektů na trhu.

Vavra a Goodwin (2005) se ve vědecké studii určené pro OECD zabývali vertikální cenovou transmisí a shrnuli odhadové metody pro analýzu cenové transmise ve vybraných zemědělsko-potravinářských vertikálách s důrazem na symetrické, resp. asymetrické chování. Autoři dospěli k názoru, že přes velké množství studií, které se zabývaly cenovou transmisí na zemědělských trzích, nelze vyvodit takové závěry, které by bylo možné použít jako východiska pro politické rozhodování. Volba metodického přístupu závisí na zkoumané problematice, použitých datech a vytvořených předpokladech zkoumaného modelu. V závěru Vavra a Goodwin (2005) uvádí, že tržní síla je často vnímána jako hlavní potenciaální příčina asymetrického cenového přenosu, který může být způsoben stanovováním nákladů, přítomností státních zásahů a dalšími vlivy. Na základě modelů TVECM vysvětlují autoři asymetrické reakce na cenové změny a to jak pozitivní, tak negativní.

Bakucs a Fertő (2005) zkoumali dynamiku tržního rozpětí na trhu vepřového masa v Maďarsku. Jejich studie je rozdělena na popis vývoje odvětví vepřového masa v Maďarsku za deset let a v závěru jsou uvedeny výsledky, které byly dosaženy použitím kointegrační analýzy. Z nich vyplývá, že ceny jsou vytvářeny na trhu obchodníků a obchodníci v podstatě určují cenu zemědělcům směrem dolů v hodnotovém řetězci. Z provedených strukturálních testů bylo zjištěno konstantní absolutní cenové rozpětí mezi spotřebitelskými cenami a cenami průmyslových výrobců. Autoři jsou však přesvědčeni, že na maďarském trhu s vepřovým masem cena zemědělských výrobců reaguje na změny ve spotřebitelských cenách.

Bakucs a Fertő (2007) ve svém příspěvku analyzovali horizontální integraci na trhu s mlékem v Maďarsku. Podle autorů horizontální integrace vyžaduje určitý čas, aby se vzniklé šoky přeměnily a zasáhly různé oddělené trhy z pohledu geografického. Nedokonale integrované trhy pak mohou vyslat chybnou informaci zpracovatelům a ostatním účastníkům hodnotového řetězce, která může vyústit

jako nesprávné rozhodnutí zpracovatelů a obchodníků. Pro samotnou analýzu je použito 105 týdenních pozorování cen mléka od července 2004 do července 2006. Použitá agregovaná data, mohou být těžko interpretovatelná v rámci meziregionálních rozdílů. Nevypovídají o regionální úrovni, a tudíž jsou velmi nevhodná pro modelování transakčních nákladů.

Bojnc (2002) se při analýze cenové transmise a tržního rozpětí soustředil na období přechodu od centrálně plánované ekonomiky na ekonomiku tržní. Pomocí VECM zkoumal vertikálu hovězího a vepřového masa a dospěl k závěru, že vertikála vepřového masa má vyšší rozpětí cen než vertikála hovězího masa. Vše je důsledkem vyšších cen průmyslových výrobců a nižších cen zemědělských výrobců u masa vepřového v porovnání s hovězím.

Cabral a Fishman (2006) se zabývali při svých analýzách teorií asymetrického cenového přizpůsobování na základě důkazů, které naznačují, že ceny reagují rychleji na zvýšení nákladů, než na jejich pokles. Ve své studii vyvinuli teoretický model založený na předpokladu, že kupující nesledují náklady prodávajícího, ale vědí, že změny nákladů jsou zahrnuty. Podle výsledků výzkumu mají kupující větší motivaci k hledání, když se objeví velké zvýšení ceny nebo malý pokles, a malou motivaci k vyhledávání, když ceny rostou o málo, nebo klesnou o hodně. To znamená, že malé zvýšení nákladů nebo velké snížení nákladů se plně odráží do ceny. Malé snížení nákladů a velké zvýšení nákladů se pak odráží v ceně méně. Konkrétně prodejci nemění cenu, když náklady klesají a plně neodrážejí velké změny nákladů.

Von Cramon-Taubadel (1998) ukazuje ve své analýze, že cenová transmise mezi cenami průmyslových výrobců a spotřebitelskými cenami vepřového masa v severním Německu je asymetrická a vysvětluje, jaká další hlediska je nutné zohlednit. Využitý model by měl zasahovat na maloobchodní úroveň, aby zohlednil celou vertikálu. Dalším podstatným poznatkem je, že výsledky asymetrického přenosu cen nejsou přímo propojeny. Asymetrie může vycházet z držení zásob nebo využívání tržní síly podniku, ale už nehovoří o optimálním využívání zásob a optimálním využívání tržní síly, které by mohlo vést ke zdánlivé asymetrii. Jedním

ze způsobů propojení teorie pozorování může být srovnání empirických výsledků zemí s různými tržními strukturami. Porovnání různých stupňů koncentrace na velkoobchodní a maloobchodní úrovni a/nebo různých stupňů vertikální spolupráce, je doprovázeno různým stupněm asymetrie, což by umožnilo vytyčit jasné závěry o příčinách vzniku asymetrické vertikální transmise.

Hockman a Vöneki (2007) se ve svém příspěvku zabývali vlivem tržní síly v hodnotovém řetězci mléka v Maďarsku. Metodou, kterou využili pro odhad, byl VECM, sloužící k posouzení, zda existuje trh surového mléka. Dále byl tento model rozvinut na strukturální model trhu, který identifikoval možné dopady tržní síly na rozdělování zdrojů. K odhadu byl použit nelineární třístupňový model, který měl sloužit k odhadu nabídky a poptávky po syrovém mléce. Avšak nebylo možné dostat konzistentní odhad, který by měl žádané statistické vlastnosti. Navzdory vysoké koncentraci zpracovatelů mléka v Maďarsku jsou známky tržního prosazení spíše omezené. Na trhu se vyskytuje nízký stupeň využití kapacit u zpracovatelů mléka a jiné možnosti pro marketing farmářů. Absence tržní síly na trhu s mlékem také potvrzuje i skutečnost, že zemědělci disponují alternativní možnostmi, jak dostat své výrobky na trh, jako jsou export syrového mléka a přímý prodej produktu. Kromě toho, výsledky ukazují, že jednoduchý pohled na ukazatele tržní struktury, jako je míra koncentrace může vést k zavádějícím výsledkům, protože chybí vztah mezi těmito ukazateli a chováním firem na trhu.

Peltzman (2000) se zabýval studiem cenové transmise ve vybraných výrobních vertikálách v USA, přičemž se zaměřil celkem na 282 komodit. Z celku bylo 120 analyzovaných komodit zemědělského charakteru. Dospěl k závěru, že obecně lze cenovou transmisi považovat za asymetrickou. Asymetrická cenová transmise se vyskytovala téměř ve dvou třetinách analyzovaných trzích. Tento fakt ovšem neodpovídá klasické ekonomické teorii, která vychází z předpokladů symetrických přenosů cen. Z dosažených výsledků vyplývá, že pokud je výskyt asymetrických cenových přenosů spíše pravidlem než výjimkou, pak je chybné uvažovat v předpokladech modelu symetrické přenosy. Tento autor je často citován ve studiích jiných autorů, jelikož rozsah jeho práce je možné brát jako výchozí pro další analýzy.

Přehled děl významných zahraničních autorů, kteří se analýzou cenové transmise ve svých výzkumech zabývají, je uveden v následující Tabulce. Tento přehled je uspořádán dle data vydání vědeckých prací a studií a to zejména z toho důvodu, aby bylo nastíněno, jaké metody byly postupem času k analýze cenové transmise využívány a k jakým výsledkům vedly.

3.2 Přehled studií relevantních k řešené problematice²

Autor příspěvku	Rok vydání	Název	Cíl příspěvku	Použitá metodika	Dosažené výsledky
Gregory A. W., Hansen B. E.	1996	Residual-based tests for co-integration in models with regime shifts	Hodnocení testů kointegrace, které umožňují určit možnost posunu v režimech v rámci časových řad a výskyt strukturálních změn v rámci časové řady.	ADF, Z_u , Z_t testy kointegrace, Monte Carlo experiment.	Studie rozšiřuje celou řadu využívaných testů kointegrace tím, že nastavuje alternativní hypotézy na výskyt kointegrace a zároveň počítá s jedním posunem v režimech při neznámém okamžiku bodu zlomu. Zamítnutí nulové hypotézy poskytuje důkaz ve prospěch této specifikace. Příspěvek byl v rámci předkládané práce částečně využit jako metodický aparát.
Miller D. J., Hayenga M. L.	1998	Spectral Analysis of Asymmetric Price Transmission in the U. S. Pork Market	Cílem je rozlišit cenovou politiku v různých konkurenčních prostředích na trhu s vepřovým masem v USA.	VAR model, skupinová spektrální analýza	Výsledky spektrální analýzy indikují změny v cenách zprostředkovatelů, které jsou asymetricky přenášeny do spotřebních cen v relativně zřídka se vyskytujících cyklech. Naopak zpracovatelské ceny vepřového masa reagují asymetricky na změny v cenách zemědělských výrobců na všech frekvencích, což neodpovídá teorii řízení zásob.

² Řazení publikací autorů je dle roku vydání příslušné vědecké práce.

<p>Goodwin B. K., Holt M. T.</p>	<p>1999</p>	<p>Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. Beef sector</p>	<p>Zkoumání vzájemných vztahů a cenový přesun mezi farmami, maloobchodníky a velkoobchodníky na trhu s hovězím masem.</p>	<p>Dickey-Fuller test jednotkového kořene, Johansen kointegrační test, Chow test, Engle a Granger dvoustupňový přístup, kointegrační analýza, OLS, ECM</p>	<p>Přenos šoků je jednosměrný, trhy zemědělských výrobců se přizpůsobují šokům na spotřebitelských trzích. Výsledky ukazují, že reakce na cenové šoky se s postupem času zvyšuje, což naznačuje, že se trhy staly efektivnějšími ve vysílání informací prostřednictvím vertikálních marketingových kanálů.</p>
<p>Cramon-Taubadel S., Meyer J.</p>	<p>2000</p>	<p>Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?</p>	<p>Studium strukturálních změn a jejich vlivu na testování asymetrie cenových přenosů.</p>	<p>Metody testování asymetrie - Houckův přístup, asymetrický ECM, TVECM, experiment Monte Carlo</p>	<p>Přítomnost strukturálních změn v kointegračním vztahu mezi cenami vede ve většině případů při použití standardních testů asymetrie k chybnému zamítnutí nulové hypotézy symetrických přenosů. Tato analýza je považována za předběžnou a je třeba při analýze symetrie klást důraz na výskyt strukturálních šoků, náhodných zlomů, občas se vyskytujícími náhodnými jevy atd.</p>
<p>Harper D. C., Goodwin B.K.</p>	<p>2000</p>	<p>Price Transmission, Threshold Behaviour and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector</p>	<p>Hodnocení cenové transmise napříč farmami, zpracovateli a obchodníky na trzích vepřovým masem v USA s důrazem na vlastnosti časových řad.</p>	<p>TVECM - přijímá nestacionární povahu údajů o cenách a umožňuje zahrnout asymetrické cenové odpovědi</p>	<p>CZV, CPV, SC jsou kointegrované, výsledky odpovídají předchozím zjištěním, dochází k jednostrannému přizpůsobování cen šokům, zemědělci se přizpůsobují cenám obchodníků, avšak již nefunguje zpětná reakce, tzn., že zvýšení účinnosti cenové transmise je závislé na omezeném předávání informací o cenách z obchodních trhů zpět na farmu</p>
<p>Peltzman S.</p>	<p>2000</p>	<p>Prices Rise Faster than They Fall</p>	<p>Analýza povahy cenové transmise ve vybraných výrobních vertikálách USA.</p>	<p>Indexy cen PPI, CPI (distributed lag model) VAR model</p>	<p>Analýza 282 komodit (120 zemědělských), potvrzení, že cenová transmise je asymetrická a vyvrací tak obecnou ekonomickou teorii o symetrických cenových přenosech.</p>

Gohin A., Guyomard H.	2000	Measuring Market Power for Food Retail Activities: French Evidence	Odhad empirického modelu o cenovém chování pro podniky potravinářského průmyslu ve Francii.	DMNČ, opakované TMNČ	Model je využit pro francouzský potravinářský průmysl a zabývá se třemi komoditami: mléko, maso a ostatní potraviny. Studie zamítá hypotézu, že potravinářské firmy se chovají konkurenčně.
Gardner B. L.	2001	The Farm-Retail rice Spread in a Competitive Food Industry	Zkoumá důsledky současné rovnováhy na třech blízkých trzích – obchod s potravinami, zemědělské produkty a marketingové služby.	Produkční funkce, nabídková funkce, pružnosti	Nelze určit žádné jednoduché pravidlo pro oceňování – obchodní marže, absolutní marže, nebo kombinace obou je vyjádřena vztahem mezi farmářskou a maloobchodní cenou. Poptávka na stupni farmářů je více nebo méně elastická než u poptávky na stupni obchodníků. Autor navrhuje přidat oddělenou produkční funkci a ziskovou funkci maximalizace pro různé marketingové aktivity a komplexní, srozumitelnou analýzu.
McCorriston S.	2001	Price transmission: the interaction between market power and returns to scale	Analýza vztahu tržní struktury a cenové transmise s důrazem na podmínky nákladovosti odvětví potravinářského průmyslu.	Inverzní poptávková funkce, produkční funkce potravinářského průmyslu, zisková funkce, pružnosti cenové transmise	Pokud odvětví není charakterizováno konstantními mezními náklady, může zde být významný dopad na cenovou transmisi. Charakter výnosů z rozsahu, může zvýšit nebo se snížit stupeň cenové transmise. Cenový přesun může být vyšší u podniků s rostoucími výnosy z rozsahu než na trzích, které jsou charakterizovány dokonalou konkurencí a konstantními výnosy z rozsahu.
Bojnec S.	2002	Price Transmission and Marketing Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets During Transition	Analýza cenové transmise a tržního rozpětí v rámci trhu s hovězím a vepřovým masem během přechodu z plánované ekonomiky na ekonomiku tržní.	VECM	Vertikála vepřového masa má vyšší rozpětí cen než vertikála hovězího masa, což je důsledkem vyšších cen zpracovatelů a nižších cen zemědělských výrobců u masa vepřového v porovnání s hovězím.

Meyer J., Cramon- Taubadel S.	2004	Asymmetric Price Transmission: A Survey	Klasifikace různých typů a případů asymetrické cenové transmise a popis ekonometrických technik, které dokáží tyto jevy vyčíslit.	srovnání využívaných přístupů	Příčina vzniku asymetrické cenové transmise je nekompetitivní tržní struktura. Prostřední článek v zemědělských vertikálách, tedy zpracovatelé nebo zprostředkovatelé (řetězce), využívá tržní sílu. Další příčinu vidí ve výskytu nákladů, kdy firma mění množství výroby nebo cenu vstupů (výstupů).
Lloyd T., McCorrison S., Morgan W., Rayner T.	2004	Price Transmission in Imperfectly Competitive Vertical Markets	Analýza vertikální cenové transmise ve vertikále hovězího masa ve Velké Británii.	Poptávková, zisková funkce, elasticity, VAR model	Autoři analyzovali vliv poptávkových šoků u CPV a CZV a zabývali se studiem substitučního zboží a jeho vlivu na průběh cenové transmise. Cenové přizpůsobování je ovlivněno výskytem nemocí, jako např. BSE. Výsledky potvrzují přítomnost oligopolistické tržní síly, spíše než oligopsonistické, která je typická pro potravinářství ve Velké Británii.
Luoma A., Luoto J., Taipale M.	2004	Threshold Co integration and Asymmetric Price Transmission in Finnish Beef and Pork Market	Studie zkoumá přenos změn u cen průmyslových výrobců u vepřového a hovězího masa ve Finsku.	VECM, TVECM, impulse-response analýza	Ceny vepřového masa nebyly integrovány, byly pouze indikovány strukturální změny u spotřebitelských cen. Dále nebyla potvrzena hypotéza asymetrického cenového přenosu. Vertikála hovězího masa je charakterizována pravidelnými strukturálními změnami.
Weldegebriel H. T.	2004	Agricultural Economics Society Prize Essay: Imperfect Price Transmission. Is Market Power Really to Blame?	Tato studie modelovala vliv tržní síly na stupeň cenové transmise na případu trhu, kde existuje oligopolní síla na trhu obchodníků a oligopsonistická síla na trhu zemědělských výrobců.	Nabídkové, poptávkové funkce, pružnosti cenové transmise	Klíčovým závěrem je, že za přítomnosti obou tržních sil a uvažování dokonale konkurenčního modelu jako srovnání, výsledek stupně cenové transmise nemůže být a priori předvídan. Je to z důvodu, že obě formy tržní síly mohou vzájemně působit.

Vavra P., Goodwin B. K.	2005	Analysis of Price Transmission Along the Food Chain	Jak rychle a do jaké míry jsou změny v zemědělských cenách předány na maloobchodní úroveň, a naopak?	Kointegrační analýza, VECM, TVECM, impulse-response analýza	Tržní síla je často vnímána jako hlavní potenciální příčina asymetrického cenového přenosu, který může být způsoben stanovením marketingových nákladů, přítomností státních zásahů a dalšími vlivy.
Bakucs L. Z., Fertő I.	2005	Marketing margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market	Analýza vývoje tržního rozpětí na trhu s vepřovým masem v Maďarsku.	VECM	Ceny jsou vytvářeny na trhu zpracovaných výrobků a prodeji “nabízí” cenu zemědělcům směrem dolů v hodnotovém řetězci. Na rozdíl od výsledků studie autoři shrnují, že na maďarském trhu s vepřovým masem farmářská cena reaguje na změny obchodních cen (výsledky tvrdí opak).
Frey G., Manera M.	2005	Econometric Models of Asymmetric Price Transmission	Cílem bylo shrnout dosavadní přístupy k cenové asymetrii u komodit v různých studiích asymetrické cenové transmise.	ADL, Houckovy kumulované cenové odchylky, cenové odchylky mezi obdobími, matice PAM, ECM a další	V rámci studie uvádějí výčet různých modelů a přístupů, které byly využívány ke zkoumání asymetrické cenové transmise. Zkoumali asymetrickou cenovou transmisi a definovali 8 druhů asymetrie – současné dopady, efekt zpoždění, kumulované dopady, čas reakce, procesy vedoucí k rovnováze, síla intenzity reakce pro přizpůsobovací procesy vedoucí k rovnováze a další.
Kaabia M. B., Gil J. M.	2005	Asymmetric Price Transmission in the Spanish Lamb Sector	Analýza asymetrického chování ve vertikále jehněčího masa ve Španělsku.	TVECM	Analýza prokázala asymetrickou cenovou transmisi, autor poukázal na významnost postavení obchodních řetězců ve Španělsku, jelikož ceny CZV a SC byly zcela integrované (změna jedné se přenesla na druhou).

Syrovátka P., Lechanová I.	2005	Price transmission and estimations of Price Elasticity of secondary demand functions: application on commodity market for Food Grains	Příspěvek se zabývá kvantitativní analýzou cenové transmise s využitím cenové pružnosti v rámci komodity potravinářské pšenice (spotřebitelský trh s pečivem a moukou).	parabolická trendová stacionarizace, difference cen	Z výsledků koeficientů elasticit bylo zjištěno, že zkoumané sekundární poptávkové funkce jsou z pohledu reakcí na změnu přímé ceny silně neelastické, přičemž více cenově nepružná se jevila komoditní poptávka po žitu.
Gauthier W. M., Zapata H. O.	2006	Testing Symmetry in Price Transmission Models	Hodnocení přístupů k třídění dat používané ke studiu multikolinearity a nestacionarity v rámci asymetrické cenové transmise s využitím Monte Carlo.	Houckův přístup k testování asymetrie, Monte Carlo experiment	Simulace a empirické poznatky nesou praktický význam. Za prvé, postupy třídění dat pro zvyšování a snižování cenové řady generují deterministický trend časové řady, čím větší je velikost vzorku, tím silnější je trend současně je větší multikolinearita nezávislých proměnných.
Goodwin B. K.	2006	Spatial and Vertical Price Transmission in Meat Markets	Přehled literatury, která se zabývá zkoumáním vertikální a horizontální cenovou transmisí na trzích s masem.	Impulse response analýza, TVECM	Některým studiím chybí komplexní pohled na danou situaci, autoři často formují závěry svých prací na základě minimálních informací o trhu a tržní struktuře, institucionálního přístupu charakterizujícího základní tržní vazby. Studie založené na vertikálním zkoumání cen pak nejsou vypovídající. Obecně platí, že maloobchodní trhy se méně přizpůsobují změnám, na rozdíl od velkoobchodního a zemědělského trhu.
Reziti I., Panagopoulos Y.	2006	The Price Transmission Mechanism in the Greek agri-food sector: An empirical approach	Analýza mechanismu cenové transmise mezi zpracovateli a spotřebiteli u trhů se zeleninou, ovocem a obecně u celého potravinářského průmyslu.	ECM, LSE-Hendry general to specific model	Výsledky ukazují, že existuje dlouhodobý vztah mezi zpracovateli a spotřebiteli na obou trzích. Směr Grangerovi kauzality vede od zpracovatelů ke spotřebitelům u trhu se zeleninou, zatímco pro potraviny a ovoce vede směrem od spotřebitele ke zpracovateli.

Lechanová I.	2006	The transmission process of supply and demand shocks in Czech meat commodity chain	Analýza poptávkových a nabídkových šoků a jejich vliv na cenovou transmissi u vertikály masa v ČR.	Pružnosti, diference cen, testování časového zpoždění	Autorka se zabývala výzkumem tržní struktury, změnami cen a analýzou časového zpoždění. Došla k závěru, že nabídkové šoky byly neelastické a poptávkové šoky elastické. Dále pak reakce na pokles ceny je menší než na její růst. Významnost časového zpoždění se projevila pouze u drůbežího masa.
Čechura, L	2006	The Nature of Selected Price Transmissions in the Agri-Food chain and their Consequences	Povaha cenové transmise ve vybraném zemědělsko-potravinářském řetězci a její souvislosti.	VECM	Autor se zabýval analýzou vztahů mezi cenami zemědělských výrobců a cenami průmyslových výrobců v odvětví chovu prasat, kuřat a pšenice. Trvá průměrně 12 měsíců dosáhnout rovnovážného vztahu po výskytu strukturální změny. Autor zdůrazňuje potřebu minimalizovat v krátkém období negativní dopady asymetrického přenosu v cenové transmissi.
Hockmann H., Vöneki	2007	Assessing Market Functioning: The Case of the Hungarian Milk Chain	Zhodnocení trhů hodnocením významu tržní síly přímo pomocí strukturálního tržního modelu.	VECM, 3SLS	Výsledky odhadu potvrzují existenci signifikantního oligopsonistického uspořádání na trhu s mlékem. To vedlo autory k závěru, že alokace zdrojů a přerozdělování příjmů na trhu s mlékem není založeno na tržní síle.
Bakucs L. Z.	2007	Spatial integration on the Hungarian Milk market	Zmapování horizontální integrace na maďarském trhu s mlékem s přihlédnutím k transitivity ekonomice.	VECM, TVECM	Hodnoty TVECM nebylo možno interpretovat (problémy s identifikací kvůli krátkým časovým řadám) – nevhodné použití agregovaných údajů pro analýzu na lokální úrovni.

Čechura L., Šobrová, L.	2008	The price transmission in pork meat agri-foof chain	Cenová transmise v zemědělsko-potravinářské vertikále vepřového masa.	VECM, Impulse-response analýza	Článek se zaměřuje na určení tržní struktury, přičemž výsledky analýzy ukazují, že zpracovatelé ve vztahu k zemědělcům využívají své tržní síly. Autoři uvádí, že zemědělsko-potravinářská vertikála má charakter poptávkově řízené vertikály.
Lloyd T., McCorriston, Morgan W., Weldegebriel H. T.	2009	Buyer Market Power in UK Food Retailing	Studie se zabývá teoretickým modelem oligopsonu, který může detekovat přítomnost tržní síly použitím snadno dostupných tržních dat.	VAR model	Na základě dat šesti základních výrobků potravinářského průmyslu Velké Británie bylo ukázáno, že ve všech případech je možné zamítnout hypotézy o dokonalé konkurenci, jelikož trh je charakterizován tržní silou kupujících a je nedokonale konkurenční.
Bakucs L. Z., Fertő I., Hockmann H., Perekhozhuk O.	2009	Market Power: Modeling issues and identification problems. An investigation of selected Hungarian food chains	Cílem je provést analýzu tržní struktury a stanovování cen, s důrazem na existenci a využívání tržní síly na maďarském trhu s mlékem.	TMNČ (translog produkční funkce)	Ekonometrická analýza ukazuje rostoucí výnosy z rozsahu v mlékárenském zpracovatelském průmyslu. Hypotéza dokonalé konkurence je zamítnuta. Tržní sílu podniků mlékárenského průmyslu v Maďarsku ovlivňují efekty z občasné změny politiky podniku, specifické účinky z rozsahu podnikání, změna právní formy podnikání atd.
Carraro A., Stefani G.	2011	Price transmission in three Italian Food Chains. A structural break approach	Cílem této studie je poskytnout analýzu mechanismu cenové transmise ve třech italských zemědělsko-potravinářských sektorech – jehněčí, vepřové a těstoviny v rámci strukturálních změn.	test jednotkového kořene, kointegrační analýza	Výsledky potvrzují strukturální změny v cenové transmisi na trhu s těstovinami a vepřovým masem v době, kdy došlo k výskytu cenové bubliny mezi roky 2007-2008.

Perekhozhuk O., Matyukha A., Glauben T.	2011	Estimating the Degree of Buyer's Market Power. Evidence from the Ukrainian Meat processing industry	Tato studie se zabývá strukturálním modelem trhu pro ekonometrickou analýzu nákupní tržní síly v ukrajinském masném průmyslu.	Produkční funkce, nabídková funkce, zisková funkce	Odhadové výsledky neposkytly žádné důkazy potvrzující existenci tržní síly kupujících ve zkoumaném období od ledna 1996 do června 2003.
Clark, J.S., Čechura, L., Berhanu, a.	2011	BSE disease outbreaks, structural change and market power in the Canadian BEEF industry	Vypuknutí nemoci skotu BSE, strukturální změny a tržní síla v zemědělském odvětví chovu prasat v Kanadě.	Gregory a Hansen (1996) test, Hansen (1992) test, Kejriwal a Perron (2010) test, OLS	Vypuknutí nemoci BSE ve Velké Británii změnilo vztahy mezi zemědělci a zpracovateli, ale změna v tržní síle nebyla tak výrazná, jako při vypuknutí této choroby v Kanadě v květnu 2003.
Rumánková L.	2012	Time Series Properties and Their Influence on the Results of Price Transmission – Case Study of the Czech Pork Market	Vlastnosti časových řad a jejich vliv na výsledky cenové transmise – Případová studie trhu s vepřovým masem v ČR.	VECM, kointegrační analýza	Článek se zabývá otázkou, zda výběr časové řady může ovlivnit výsledky cenové transmise. Autorka zkoumá vlastnosti, charakteristiky časových řad (frekvence). Analýza ukázala nevýznamný dopad frekvence časové řady a významný vliv délky období při analýze cenové transmise.

4 Teoretický rámec

4.1 Definice trhu a jeho determinantů

Základními ekonomickými otázkami trhu je co, jak a pro koho vyrábět. Tyto otázky se dají ještě doplnit o další ekonomické problémy, tj. kdy vyrábět, pro který trh, v jaké kvalitě a za jakou cenu vytvářet svoji produkci. Tato disertační práce se zaměřuje na problematiku ekonomických systémů na trhu. Sojka a Konečný (2006) rozlišují ekonomické systémy na tržní, plánované a zvykové. Zvykové ekonomiky v dnešní době už téměř nelze nalézt. Plánované ekonomiky, které existovaly zejména v zemích střední a východní Evropy v dobách socialismu, ale také na Kubě a v asijských zemích, se již také často nevyskytují. Plánovaná ekonomika zaostává za tržní ekonomikou, a to jak technicky, tak zejména v životní úrovni svých obyvatel.³

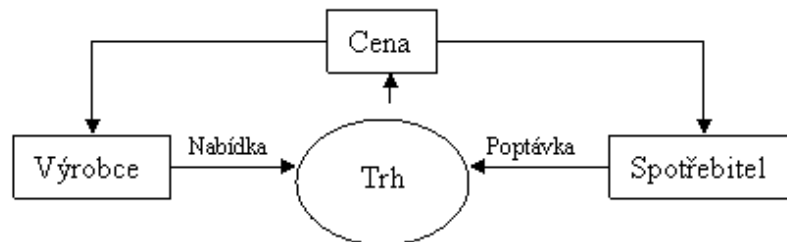
Frank (1995) uvádí, že trh vytvářejí kupující a prodávající nějakého statku nebo služby, přičemž některé trhy jsou vymezeny určitou dobou a místem. Po mnoha letech dospěli ekonomové k poznání, že i sebenepatrnější rozdíly v produktech jsou pro některé spotřebitele velmi důležité a tendence v analýze směřuje ke stále užším definicím statků a trhů. Jinak identické produkty jsou často klasifikovány jako rozdílné, jestliže se liší jen podle doby nebo místa, kde jsou k dostání. Podle Sojky a Konečného (2006) je trh společenská instituce založená na směně zboží a sestává se z aktů koupě a prodeje. Místo, které by mělo charakterizovat trh, však autoři nevymezují, jelikož s vývojem technologií je trhem i počítačová či mobilní síť. Podle Jurečka a kol. (2010) je trh jakýkoliv systém prodeje a koupě a je koordinujícím mechanismem, který dává dohromady oddělené plány jednotlivých subjektů zkoušejících prodat a koupit dané zboží. Bečvářová (2001) charakterizuje trh

³ Sojka a Konečný (2006) charakterizují tržní mechanismus na principu decentralizované horizontální koordinace hospodářských činností, kde tržní subjekty rozhodují samostatně. Každý jednotlivý trh je charakterizován tím, kdo na něm vystupuje a čím se zabývá při své činnosti.

v ekonomickém pojetí jako prostor, v jehož rámci síly poptávky a nabídky konvergují, aby stanovily jednotnou cenu.

Vlček (2009) chápe trh jako místo, kde se soustřeďují statky nabízené a statky poptávané. Jde o oblast ekonomiky, ve které se uskutečňují transakce mezi jednotlivými subjekty. Definice lze zobrazit Schématem 1, které představuje zjednodušený model tržního mechanismu. Každý trh jako takový má další dělení na menší trhy, které ho tvoří.

Schéma 1: Tržní mechanismus⁴



Zdroj: VLČEK (2009), JUREČKA a kol. (2010)

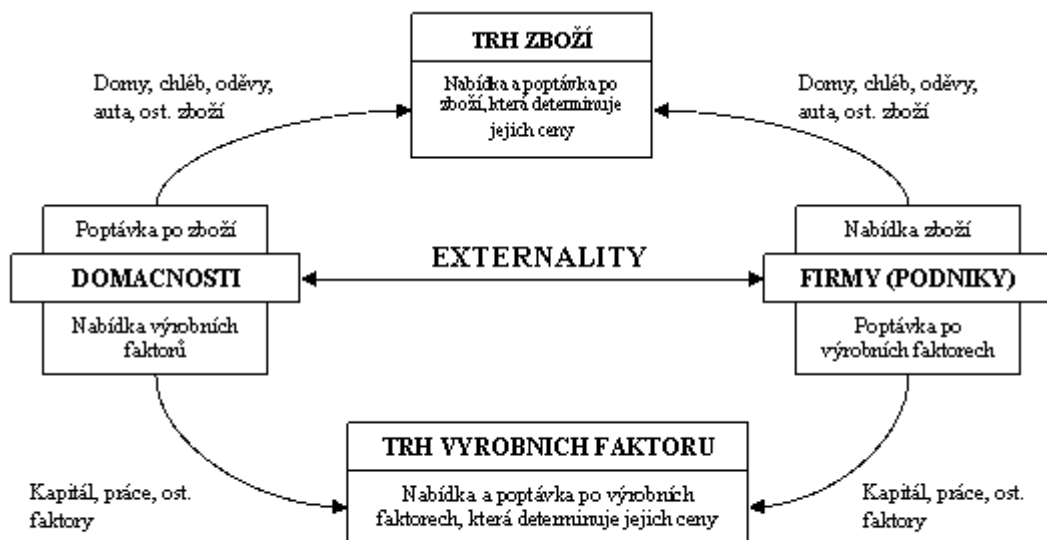
Podle Sojky a Konečného (2006) je trh velmi citlivý a dokáže velmi rychle a silně reagovat na vnější podněty. Autoři shrnují problematiku trhu tím, že trhy a na nich vznikající ceny koordinují samotná rozhodnutí jednotlivých subjektů tak, že ekonomika je schopná řešit všechny základní ekonomické problémy.

Podle Samuelsona a Nordhause (1991) je trh zařízení, podle Sojky a Konečného (2006) je trh společenská instituce, Vlček (2009) ho vidí jako místo, Kvasničková a kol. (1999) ho definuje jako ekonomické místo směny. Pro Jurečka a kol (2010) je to jakýkoli systém koupě a např. Cramer a Jensen (1994) definují trh ochotou prodávajících a kupujících vzájemně komunikovat. Odlišnosti v pojetí trhu jako takového jsou patrné pouze v tom, jako „co“ autor trh vidí. Mechanismus trhu je pak u všech definic autorů chápán obdobně.

⁴ Jurečka a kol. (2010) toto schéma nazývá schéma tržní samoregulace.

Sojka a Konečný (2006) uvádí, že předností tržního mechanismu je naprosto autonomní a automatické šíření informací, přičemž trh má svůj vlastní řád a je zcela nenahraditelný. Přenos informací probíhá prostřednictvím cen, trh dále stimuluje ekonomickou činnost jeho subjektů a díky trhu jsou rozdělovány důchody mezi jednotlivé subjekty fungující na trhu. Fungování tržnímu mechanismu lze vysvětlit na základě následujícího Schématu 2 - struktury tržního mechanismu, který uvádí Sojka a Konečný (2008).

Schéma 2: Struktura tržního mechanismu



Zdroj: SOJKA a KONEČNÝ (2006)

Vlček (2009) považuje trh a tržní mechanismus za to nejdokonalejší, co bylo lidstvo schopno vymyslet, protože vede k neefektivnějšímu využívání ekonomických zdrojů. Autor říká, že žádný jiný ekonomický systém nepodněcuje tak mnoho lidí k tvůrčí práci, k podnikání, ke snaze zlepšit své ekonomické postavení.

V literatuře lze nalézt velké množství dělení trhů, podle různých hledisek. Kvasničková a kol. (1999) člení trhy podle kvalitativní a kvantitativní stránky. Podle kvalitativní stránky rozlišuje trhy dokonalé (nedokonalé), organizované (neorganizované), s omezeným (neomezeným) přístupem. Podle kvantitativní stránky definuje různé formy trhu podle počtu účastníků na straně nabídky a na

straně poptávky. Z pohledů slučování trhů lze dělit trhy na agregátní a dílčí. Členění trhů je mnohé a závisí na konkrétní potřebě těch, kteří je analyzují. V této disertační práci je analyzován trh zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelský trh, resp. ceny na těchto trzích v zemědělsko-potravinářském systému.

V dvousektorové ekonomice existují firmy, které určují, co a jak budou vyrábět a domácnosti, které se rozhodují, od koho a co nakoupí. V tomto ekonomickém systému existují hned 3 typy trhů. Trh zboží a služeb, trh peněz (někteří autoři používají označení finanční trhy) a trh výrobních faktorů (práce, půda, kapitál). Podle Vlčka (2009) za hlavní prvky trhu a celého tržního mechanismu považujeme, nabídku, poptávku, tržní cenu, tržní subjekty a tržní konkurenci. Prvky trhu tvoří jeho nedílnou součást a od nich se odvíjí efektivnost fungování tržního mechanismu. Následně jsou jednotlivé prvky trhu blíže charakterizovány.

4.1.1 Nabídka

Nabídka charakterizuje chování výrobců a prodejců zboží. Je to přímo úměrný vztah mezi nabízeným množstvím a jeho cenou. Jurečka a kol. (2010) uvádí zákon nabídky: *Za jinak neměnných podmínek (ceteris paribus) s růstem ceny roste nabízené množství a s poklesem ceny nabízené množství klesá.*

Nabídku v praxi neovlivňuje pouze cena, jak to říká zákon nabídky. Existují i jiné faktory, které nabídku ovlivňují. Za determinanty nabídky jsou považovány následující:

- **ceny výrobních faktorů** – Ceny výrobních faktorů jsou nejvýznamnějšími determinanty nabídky produktů vzhledem k tomu, že představují výrobní náklady, které jsou nutné pro výrobu produktu vložit. Vzroste-li cena vstupu do výroby, pak se nabízené množství sníží a naopak klesne-li cena výrobních faktorů, vzroste nabídka daného produktu.
- **ceny alternativních výrobků** – Při zvýšení ceny výrobního substitutu se nabídka daného produktu sníží a opačně při snížení ceny substitutu

se nabídka daného produktu zvýší. U komplementů je přímá úměra mezi nabídkou a daným produktem, Jinak řečeno, zvýší-li se cena komplementu, zvýší se nabídka daného produktu a naopak.

- **organizace trhu – počet firem na trhu** – Podle počtu nabízejících subjektů na trhu lze určit množství nabídky. Se zvýšením počtu firem, které nabízejí totožný produkt, jeho nabídka roste a opačně.
- **očekávání** – Záleží na predikci budoucího vývoje a rozhodování podniku. Pokud podnik předpokládá, že v budoucnu vzroste cena vyráběného produktu, sníží nabídku v současnosti a posečká. V případě, že podnik předpokládá v budoucnu snížení výrobních nákladů, opět počká s výrobou. V současné době nabídku sníží a k jejímu zvýšení dojde až v budoucnu, kdy budou výrobní náklady nižší.
- **technologie výroby** – Inovace ve výrobě, nové lepší technologie, které mohou firmě snížit výrobní náklady a tím zvýšit nabídku daného produktu, negativní efekt zavádění nové technologie je možný, ne však obvyklý.
- **další specifické faktory** - vliv počasí, normy, nařízení a omezení týkající se konkrétních trhů.

4.1.2 Poptávka

Charakteristické pro poptávku je nepřímá úměrná závislost poptávaného množství a jeho ceny. Jurečka a kol. (2010) uvádí zákon poptávky jako: *Za jinak neměnných okolností (ceteris paribus) se bude s růstem ceny poptávané množství snižovat a obráceně. Při poklesu ceny se bude poptávané množství zvyšovat. Zákon poptávky nemusí však vždy platit pro všechna zboží. O výjimku ze zákona poptávky, kdy skupiny obyvatel s velmi nízkým důchodem budou nakupovat větší množství*

produktu s rostoucí cenou, se jedná v případě tzv. *Giffenova paradoxu*.⁵ Cena však není jediným determinantem poptávaného množství.

Za determinanty poptávky považujeme tedy cenu zboží, ale dále také:

- **cena a dostupnost jiných statků (komplementů a substitutů)** – U substitutů je vztah jejich ceny a poptávky po nich následující: vzroste-li cena substitutu, roste poptávka po produktu. Klesne-li cena substitutu, roste po něm poptávka a klesá poptávka po produktu. U komplementů je vztah ceny a poptávky opačný, tzn., že při zvýšení ceny komplementu se poptávka po daném produktu sníží a naopak při snížení ceny komplementu se zvýší poptávka po daném produktu.
- **disponibilní důchod spotřebitele** – Pokud poptávka spotřebitele bude reagovat přímo úměrně s jeho důchodem, pak se jedná o normální (běžné) zboží, ovšem pokud při zvýšení důchodu spotřebitele nevzroste poptávka přímo úměrně (ale pouze málo) jedná se o nezbytné statky. Dalším typem jsou tzv. luxusní statky, u kterých poptávka roste ve srovnání s růstem důchodu rychleji a pokles poptávky bývá větší než pokles důchodu. Posledním typem je tzv. inferiorní zboží, u kterého dochází k poklesu poptávky v případě růstu důchodu (příkladem může být nákup oblečení v seconhandech).
- **počet spotřebitelů (velikost trhu) a demografická struktura** – Vztah počtu kupujících a poptávky je přímo úměrný – tzn. získání většího množství kupujících (např. reklamou, exportem na zahraniční trhy apod.) znamená pro produkt vyšší poptávku a opačně např. ztráta trhu může znamenat snížení poptávky po daném produktu.
- **preferenze a zájmy spotřebitelů** – Tento determinant poptávky je velmi významným, a to z důvodu jeho velkého vlivu na poptávku. Spotřebitel

⁵ V knize A. Marshall (1920) uvádí: „existují však určité výjimky v zákonu poptávky, kdy např. zvýšení cen chleba značně odčerpává zdroje chudých rodin, přičemž jsou nuceni omezit spotřebu masa a dražších obilných potravin, jelikož chléb je stále nejlépe dostupným jídelním prostředkem (i když jeho cena roste) a spotřebovávají ho paradoxně více. Tyto případy jsou však velmi vzácné.“

je ovlivněn módností, aktuálností daného produktu a ve společnosti je často podle trendů doby zařazován. Podniky mohou tento determinant poptávky ovlivňovat pomocí reklamy.

- **očekávání spotřebitelů do budoucna** – Jedná se např. o zvýšení poptávky po produktu v závislosti na předpokládané budoucí vyšší ceně, jeho nahrazení jiným produktem apod. Obdobně je možné odložit spotřebu do budoucna a tím snížit v současnosti poptávku.
- **další faktory specifické pro jednotlivá odvětví národního hospodářství** - Vliv počasí např. u produktů zemědělsko-potravinářského trhu, technického pokroku, vládních nařízení a příkazů, zákonů (např. používání cyklistických helem – nařízení o používání zvýší poptávku po cyklistických helmách) apod.

4.1.3 Tržní cena

Cena hraje v tržním mechanismu klíčovou úlohu. Vše co na trhu figuruje, jako produkt, má svoji cenu – výrobní faktory mají svoji cenu, statky a služby také. Jurečka a kol. (2010) uvádí, že tržní ceny vznikají vzájemným působením nabídky a poptávky plní v tržním mechanismu některé následující funkce:

- **informační** – Informační propojení velkého množství subjektů na trhu (jak na straně nabídky, tak na straně poptávky). Ceny svým růstem nebo poklesem vysílají informace o vztahu nabídky a poptávky na trzích a tím signalizují výrobcům, aby zvýšili nebo snížili svoji produkci a spotřebitele informují pro jeho optimální rozhodnutí. Tato funkce je podle Jurečka a kol. (2010) vyjádřena Schématem 1 – schématem zpětných vazeb, na nichž je založena tržní samoregulace. Výrobci i spotřebitelé (prodávající a kupující) vycházejí z tržní ceny, avšak současně ji svoji nabídkou a poptávkou utvářejí.
- **alokační** – Usměrnování toku výrobních faktorů do jednotlivých odvětví a oborů výroby. Vysoká (rostoucí) cena produktů výrobní faktory „přitahuje“, zatímco nízká (klesající) cena výrobní faktory z odvětví odvádí do jiných oblastí podnikání. Tržní ceny také ovlivňují rozhodování spotřebitelů

o alokaci jejich peněžních prostředků mezi různé druhy produktů a tak určují strukturu spotřeby.

- **motivační** – Tržní ceny představují pro výrobce i spotřebitele podněty k racionálním rozhodnutím, odměňují ty vlastníky výrobních faktorů, kteří na růst tržních cen pružně reagují, a sankcionuje ty, kteří na cenovou změnu nereagují.
- **diferenciační** – Dochází k rozdílu na velikosti dosahovaných zisků, mezd a dalších důchodů, které souvisejí s cenou prodávané nebo kupované produkce.

4.1.4 Regulace trhu

V dokonale konkurenčním prostředí bez vnějších zásahů v podobě státních intervencí nebo jiných regulačních nástrojů jsou výše uvedené funkce tržní ceny zcela naplňovány. V situacích, kdy je tržní cena jakýmkoliv způsobem uměle ovlivňována, dochází k deformacím trhu.

Trh sám o sobě v praxi nevytváří tržní rovnováhu a jsou nezbytná regulativní opatření. Podle Bečvářové (2001) lze k regulaci agrárního trhu zvolit tři základní přístupy, které jsou však v praxi většinou kombinovány v určitém systému. Jedná se o regulaci nabídky, poptávky a cen.

Nabídka je regulována na úrovni výroby, kdy v zemědělsko-potravinářském sektoru u některých komodit dochází k určení kvót na produkci (např. mléko, cukr). Dále je možné nabídku regulovat pomocí restriktivních opatření na využívání výrobních faktorů (např. uvedení půdy do klidu). Jedná se o regulaci nabízeného množství výsledného produktu.

Poptávka je regulována na úrovni spotřeby a jedná se zejména o propagaci výrobků u spotřebitele, a to tam, kde dochází k převisu nabídky nad poptávkou. Regulativními opatřeními jsou zejména reklama a jiné formy propagace. U potravinářských výrobků pak např. osvěta zdravé výživy, podpora tradičních a regionálních potravin apod.

Dalším typem regulace trhu je regulace cen, kdy jsou státem stanoveny garantované ceny pro nákup zemědělských výrobků. Podle Bečvářové (2001) znamená regulace cen zásah do vývoje na trhu v zájmu rozšíření, udržení nebo omezení stávajícího rozsahu nabídky nebo poptávky, resp. obou. Tato forma regulace má výrazný deformační účinek na vývoj signálů trhu. Autorka dále uvádí, že regulace ceny ovlivňuje alokační funkci ceny zpravidla s následným zhoršením efektivnosti využívání zdrojů.

Zabezpečení regulace trhu provádí Státní zemědělský a intervenční fond s cílem minimalizovat výkyvy cen na domácím trhu s tím, že poskytuje finanční podpory, provádí intervenční nákupy, poskytuje subvence při vývozu a další. Tato instituce je blíže charakterizována v kapitole 4.4.2 - Legislativní opatření a regulace.

4.1.5 Tržní subjekty

Tržní subjekty se liší tím, co od trhu jako takového očekávají. Podle Kvasničkové a kol. (1999) očekávají co největší prospěch ze směny, která na trhu probíhá a Vlček (2009) upozorňuje na to, že mají odlišnou motivaci a jsou výrazně ovlivňovány prostředím. Tradičně se tržní subjekty dělí na spotřebitele (domácnosti) a výrobce (firmy). Počty a charakter subjektů působících na trhu je dán tržní strukturou, prostředím a charakterem trhu.

Tržní subjekty jsou na každém trhu a jejich množství a charakter se odvíjí od specifík daného trhu. Např. zemědělsko-potravinářský trh má určitá specifika, která jednak určují charakter trhu jako takového, ale také charakter nabídky, poptávky a ceny. Je určen i jinými subjekty, než jsou určeny trhy průmyslové či jiné. Specifika zemědělsko-potravinářského trhu, který je předmětem této disertační práce, jsou více charakterizována v kapitole 4.3 - Zemědělsko-potravinářský trh.

Pro každý tržní subjekt je specifická určitá tržní síla, kterou se na trhu prosazuje. Podle Bakucs, Fertő, Hockmann a Perekhozhuk (2009) od roku 1980 společnost NEIO – New Empirical Industrial Organization vydala velké množství studií zabývajících se měřením tržní síly v zemědělsko-potravinářském sektoru. Tržní síla a její využívání či zneužívání je i v současnosti častým tématem vědeckých prací

mnoha autorů (viz Přehled studií relevantních k dané problematice – kapitola 3.2). Přístupy k identifikaci tržní síly a jejímu měření budou charakterizovány v metodické části práce, jelikož identifikace tržní síly a jejího zneužívání je předmětem vlastní analýzy.

Mas-Colell, Whinston a Green (1995) charakterizují tržní sílu subjektu jako schopnost získat vyšší cenu než je v konkurenčním prostředí. Tržní síla jednotlivých subjektů úzce souvisí s konkurenční tržní strukturou a postavením jednotlivých firem na trhu.

4.1.6 Konkurenční tržní struktury

Ať už je cílem podnikání dosahování zisku, zvyšování hodnoty podniku či blahobytu subjektů působících na trhu, musí se podnik nejprve rozhlédnout kolem sebe, v jakém prostředí existuje a podle struktury trhu s ohledem na nabídku, poptávku a další ekonomické faktory definovat nejvhodnější strategii, a to zejména s důrazem na cenovou politiku. Tržní struktura významně ovlivňuje jeho chování, výsledky hospodaření, vstupy na nové trhy, postavení vůči konkurenci apod. Podle Vlčka (2009) má při utváření ceny na trhu zprostředkovávající úlohu konkurence, přičemž podle autora k principu konkurence nevyhnutelně patří to, že se na trhu odměňuje lepší výkon a naopak se eliminuje výkon horší.

Tržní struktury většinou rozlišujeme na dokonalé a nedokonalé ve vztahu ke konkurenci. Samuelson a Nordhaus (1991) definují typy tržních struktur na základě některých charakteristik trhu, jako např. na základě bariér vstupu do odvětví, počtu firem v odvětví, velikosti firem v odvětví, velikosti vlivu na tržní cenu, druhu produktu atd. Kvasničková a kol. (1999) definuje na trhu vztahy kooperace a konkurence, které také odlišují typy tržní struktury. Těmito dvěma vztahy lze popsat chování tržních subjektů, přičemž konkurence je soutěživý vztah a kooperace znamená vzájemnou spolupráci subjektů na trhu. Konkurenční vztah je dále charakterizován větším počtem účastníků na trhu a jejich vzájemným střetáváním s ohledem na cenu, množství a kvalitu výrobku.

Podle Sojky a Konečného (2006) již Adam Smith upozorňoval, že pozitivní stránky svobodného podnikání se mohou plně projevit jen tehdy, jestliže se uskutečňuje v konkurenčních podmínkách (myšleno za dokonale konkurenčních podmínek). Adam Smith byl, jak uvádí Kvasničková a kol. (1999), přesvědčeným liberálem a vystupoval zásadně proti monopolu. Podle něj by měl být trh přístupný volně a měl by mít charakter polynomu (mnoho subjektů na trhu). Sojka a kol. (2000) počátky teorie nedokonalé konkurence datuje na počátek 30. let 20. století. Teorie nedokonalé konkurence lépe vyjadřuje skutečné uspořádání trhu, než idealistické pojetí trhu dokonale konkurenčního.

Sojka a Konečný (2006) potvrzují vzdálenost současných tržních uspořádání od dokonale konkurenčního prostředí a rozlišují obecně dva základní typy konkurence:

- **Cenovou** – podstata je ve využívání tvorby cen jako nástroje konkurenční výhody – snižování cen oproti konkurenci, aby firmy přilákaly větší množství kupujících.
- **Necenovou** – snaha získat zákazníka jinak než úpravou ceny a to například kvalitou výrobků, diferenciací výrobků (odlišení výrobku od totožného konkurenčního), designu, image firmy a podobně. Tato forma konkurence je v dnešní době hojně využívána prostřednictvím marketingu firem a může přinést uspokojivé výsledky.

Nejčastěji se tedy dělí tržní struktury na dokonale a nedokonale konkurenční. Nejstarší model tržní struktury je podle Soukupové a kol. (2003) model dokonale konkurenční. Dokonale konkurenční trh charakterizuje Jehle a Reny (2001) tak, že je v něm dostatečný počet kupujících a prodávajících, což zajistí, že žádný z nich nemá takovou tržní sílu, aby určil cenu na trhu. Kupující a prodávající jsou takzvaní „price taker“ (přebírající ceny trhu). Každý se rozhoduje ve svém vlastním zájmu podle individuálních okolností a cílů. Pojmenování „price taker“ se objevuje také u Cramera a Jensen (1994), kteří je považují za subjekty bez své vlastní tržní síly.

Podle Kvasničkové a kol. (1999) musí dokonalý trh splnit *podmínku homogeneity* (zboží na trhu je totožné, je zaměnitelné, je určeno přesně daným počtem, mírou,

nebo váhou). Nesmí existovat *žádná osobní preference kupujících a neexistuje místní ani časová diferencovanost* (stejná vzdálenost do místa trhu a stejné dodací lhůty pro všechny). *Trh musí být transparentní* (všechny transakce na trhu jsou známé). Vlček (2009) doplňuje dokonale konkurenční podmínky o *volnost vstupu do odvětví*, volnost *výstupu* z něho. Všechny tržní subjekty jsou *dokonale informovány* o situaci na trhu a o cenách.

V dokonalé konkurenci podle Schillera (2004) nemá žádný subjekt na trhu působící tržní sílu. Tržní sílu bere jako možnost a schopnost změnit cenu zboží. Podle Sojky a Konečného (2006) je to dáno působením velkého počtu malých firem, které nemají významný podíl na trhu. Podle Vlčka (2009) je výnos z podnikání v dokonalé konkurenci pro všechny podniky stejný, jelikož cena na trhu je jednotná. Na dokonalé konkurenčním trhu nabídka a poptávka společně determinuje cenu a celkové množství, které je na trhu nabízeno.

Chtějí-li podniky maximalizovat svůj výnos, musí minimalizovat náklady a tím dosahovat úspor při výrobě. Podle Vlčka (2009) je právě tímto dána dokonalost tohoto trhu. Podle Soukupové a kol. (2003) firma rozhoduje pouze o objemu výstupu a množství vstupu, které nakoupí. Firma v dokonalé konkurenci podle Samuelsona a Nordhause (1991) tak může za stanovenou tržní cenu prodat veškerý výstup, který vyrobí pro účel prodeje.

Jehle a Reny (2001) zdůrazňuje zajímavé a důležité rysy dokonalé konkurence, které charakterizují konstrukci tržní nabídky, poptávky a rovnováhy na trhu. Každý kupující kupuje optimální množství zboží za jednotnou cenu a každá firma prodává s maximálním ziskem za tu samou jednotnou cenu. V tomto případě existuje skutečná rovnováha, v tom významu, že žádný subjekt na trhu nemá zájem změnit své chování, protože každý jedná, jak nejlépe může v daných podmínkách. Vlček (2009) uvádí, že dokonale konkurenční trh je abstrakcí, která v reálném hospodářském životě neexistuje, avšak pro vysvětlení ekonomických souvislostí je tento ideální trh vhodný.

Na druhé straně oproti dokonalé konkurenci stojí nedokonale konkurenční typ tržní struktury. Schiller (2004) určuje u subjektů působících na nedokonale konkurenčním

trhu tržní sílu, která je pro tyto subjekty charakteristická a ve své velikosti odlišná. Tuto charakteristiku uvádí i Soukupová a kol. (2003), která specifikuje tento typ tržní struktury, kdy existuje alespoň jeden prodávající schopný ovlivnit cenu. Podle Samuelson a Nordhaus (1991) musí mít kupující také určitý stupeň kontroly nad touto cenou. Podle Vlčka (2009) jsou hlavními kritérii rozlišování forem nedokonalé konkurence:

- počet a relativní velikost účastníků, kteří přicházejí na trh,
- výrobce produkuje diferencované ekonomické statky,
- výrobce s velkým ekonomickým potenciálem dodává významnou část nabídky,
- kupující s významným disponibilním důchodem může ovládnout poptávku po produkci v daném odvětví.

Formy nedokonalé konkurence se mohou dělit dále podle Vlčka (2009) na formy nedokonalé konkurence na straně nabídky (monopol, oligopol, monopolní konkurence) a na straně poptávky (monopson, oligopson, polypson).

Druh nedokonalé konkurence, který je podle Jehle a Reny (2001) nejméně konkurenčním typem a vyskytuje se na druhém extrémním pólu tržních struktur, je **monopol**. Samuelson a Nordhaus (1991) vidí monopol také jako extrémní případ, který představuje jediného prodávajícího s naprostou kontrolou na trhu. Podle Schillera (2004) monopolní firma vyrábí celou nabídku zboží na trhu. Frank (1995) k tomu dodává, že produkt, který monopolní subjekt vyrábí, nemá na trhu žádné blízké substituty. Sojka a Konečný (2006) doplňuje, že vstup do odvětví je velmi nesnadný a díky tomu je podnik vystupující na tomto trhu chráněn svým postavením. Cenu svých výrobků v tomto typu tržní struktury určuje monopolní firma.

Monopol je cenovým tvůrcem a rozhoduje nejen o množství své produkce, ale také o jeho ceně. V tom je patrný rozdíl od firmy působící na dokonalé konkurenčním trhu, která cenu přebírá a rozhoduje pouze o množství svého výstupu. Soukupová a kol. (2003) nazývá monopol cenovým tvůrcem. Sojka a Konečný (2006) uvádí zvláštní typ tržní struktury. U ní dochází ke vzniku monopolu

přirozeně, jelikož jedna firma dokáže vyrábět levněji, než ostatní firmy (s růstem výroby klesají průměrné náklady do chvíle, než se vyrovnají s tržní poptávkou). Podle Franka (1995) i podle Soukupové a kol. (2003) existují bariéry vstupu do odvětví, které mohou vézt ke vzniku monopolu. Jedná se o kontrolu významných zdrojů, úspory z rozsahu, patenty, ochranná práva autorů, vládní licence, koncese a oprávnění. Díky tomuto získá firma obrovské konkurenční výhody, na základě nichž přebírá na trhu monopolní postavení.

Podle Sojky a Konečného (2006) nevede monopol k alokační efektivnosti, jak by mělo být správně trhem zabezpečeno. Působením monopolu dochází ke ztrátě spotřebitele, která je způsobena tím, že strategie monopolu vede k vyšší ceně a nižšímu množství produkce, než by bylo optimální.

V dnešních moderních ekonomikách podle Vlčka (2009) existuje jiný typ nedokonale konkurenční tržní struktury - **oligopol**, který je charakterizován několika velkými výrobci zajišťující velkou část nabídky odvětví a zbytek nabídky zajišťuje velký počet malých a středních podniků (konkurenční lem). Velké firmy v odvětví mají tak významný vliv, že dokáží ovlivnit cenu v odvětví. Samuelson a Nordhaus (1991) uvádí jeden typ oligopolu založený na podstatě několika málo prodávajících s homogenním produktem a druhý typ modelu s produktem diferencovaným.

Typické pro toto tržní uspořádání je podle Sojky a Konečného (2006) výroba homogenního, ale i diferencovaného produktu, vstup do odvětví není omezen zásadními bariérami, ale mohou existovat určité překážky vstupu (autoři uvádí např. rozsah nutných investic) a počet výrobců v odvětví je relativně nízký. Frank (1995) doplňuje předpoklady o chování konkurentů na oligopolním trhu o rozhodování o cenách výstupu, kdy prodávající uvažují o jednání svých konkurentů. Z uvedeného vyplývá, že oligopol je tržní struktura, kterou lze charakterizovat malým počtem firem na trhu a vysokým stupněm závislosti rozhodování (Soukupová a kol., 2003).

Jehle a Reny (2001) specifikují dva typy oligopolu, Cournotův a Bertrandův. Podle autorů je Cournotův model z roku 1838 založený na předpokladu homogenního produktu a identických nákladů. Firmy prodávají své výrobky na společném trhu, takže cena závisí na celkovém výstupu prodávaném všemi firmami na trhu.

Na základě tohoto modelu přišel J. Bertrand v roce 1883 s modelem, ve které vystupují dvě firmy (duopol) s homogenním produktem. Obě mají stejné mezní náklady, bez fixních nákladů a kapacitních omezení. Firmy se rozhodují o ceně své produkce na základě ceny svým konkurentů a předpokládají, že ceny zůstávají nezměněny. Typy oligopolu doplňuje Frank (1995) o Edgewortův a Stackelbergův model oligopolu. Edgewortův model byl založen na modelu Bertanda, ovšem popíral neomezené kapacity. A Stackelbergův model už uvažuje předvídání chování ostatních konkurentů a využívá znalosti o výstupu dalších subjektů trhu, což může být považováno za asymetrii na trhu, jelikož tak může firma získat vyšší tržní sílu díky většímu počtu informací o svých konkurentech. I v tomto případě se jedná o **duopol**.

Sojka a Konečný (2006) uvádí, že může nastat situace, kdy oligopolní firmy mají tendenci přiblížit se monopolu a chtějí maximalizovat svůj ekonomický zisk, přičemž jedna z firem se staví do role „cenového vůdce“ a ostatní jí následují (kartelové dohody).

Dalším typem nedokonale konkurenční tržní struktury je **monopolistická konkurence**. V tomto typu konkurence se lze setkat jak s prvky monopolu, tak s prvky dokonalé konkurence. Podle Vlčka (2009) vzniká na trhu jednoho výrobku a je charakterizována dvěma základními znaky, a to existencí mnoha malých nebo středních výrobců a nabízením mírně diferenciovaného produktu. Diferencovanost produktu je prosazovaná podle značek, což podle Schillera (2004) lze zajistit důrazem na image obchodní značky a její prosazování. Sojka a Konečný (2006) doplňuje charakteristiky této tržní struktury o snadný vstup a výstup z odvětví a Samuelson a Nordhaus (1991) dále uvádí, že firmy nemají na trhu velký podíl a že při volbě spotřebitelů na tomto trhu hraje klíčovou roli cena produktu. Schiller (2004) dodává, že velké množství firem na trhu si udržuje nezávislou kontrolu nad vlastními cenami.

Výsledky a úspěšnost monopolisticky konkurenční firmy závisí na úspěšném a dostatečném využívání své značky, která odlišuje prodávajícího od ostatních účastníků na trhu. Podle Sojky a Konečného (2006) spotřebitelé vyhledávají nejvýhodnější kombinaci vlastností produktu a jeho ceny. Autoři uvádí,

že prvky konkurence jsou při této tržní struktuře dosti silné, a proto není ekonomický zisk firem nikdy příliš vysoký.

V neposlední řadě do typů nedokonale konkurenčních struktur, které se vyskytují na straně poptávky, podle Vlčka (2009) řadíme:

- **monopson** – trh, kde na straně poptávky je jediný kupující a více prodávajících, podobný monopolu na straně poptávky,
- **oligopson** – na straně poptávky je několik kupujících, kteří mají dominantní postavení na trhu, a zbytek poptávky pokrývá velká skupina zákazníků - oligopol na straně poptávky,
- **polypson** – poptávka je tvořena velkým počtem kupujících s relativně malým podílem na trhu, monopolistická konkurence na straně poptávky.

4.2 Utváření tržní rovnováhy

Utváření tržní rovnováhy mezi subjekty působícími na trhu je úzce spjata s cenou výrobků na trhu nabízených a poptávaných. Ceny jsou v tržní ekonomice důležité pro rozhodování podnikatelských subjektů, jelikož díky nim se rozhodují o charakteru své produkce. Podle Cramer a Jensen (1994) změny cen na trhu (pokles nebo cenový růst) ve vztahu k jiným statkům způsobí růst nebo pokles produkce subjektů hospodařících na trhu. Vlček (2009) chápe cenu jako oběť kupujícího, kterou musí podstoupit, chce-li na trhu získat požadované zboží a pro prodávajícího je tatáž cena výnosem, k jehož dosažení musel podstoupit oběť.

Jinak lze cenu chápat jako nositele informací mezi výrobcem a spotřebitelem. Právě proto, zkoumáme-li vztahy na trhu, tržní uspořádání, tržní sílu subjektů nebo např. jevy uvnitř výrobní vertikály, zabýváme se cenovým přenosem neboli cenovou transmisí. Analýza cenové transmise umožňuje určit tržní postavení (sílu) jednotlivých subjektů na trhu a vztahy v rámci této vertikály. Sojka a Konečný (2006) uvádí, že celý tržní mechanismus je především ohromný informační a motivační systém, kde vzájemné interakce všech subjektů na trhu vytváří impulzy pro hledání nových možností, pro neustálý návrat nerovnováh k rovnovážnému stavu

ekonomiky, což platí jak na úrovni trhu jednotlivých statků, tak na úrovni celé ekonomiky.

Sojka a Konečný (2006) uvádí hlavní funkce cenového systému, díky kterým dochází k regulaci výroby a spotřeby (pomocí změn cen a poptávaných a nabízených množství, jež vedou ke vzniku tržní rovnováhy). Patří k nim následující:

- **přenáší informace** – o koupěschopné poptávce a potřebách, o zálibách, o disponibilních zdrojích, o výrobních možnostech,
- **vytváří podněty pro výrobce a spotřebitele** – pro optimální využívání vzácných ekonomických zdrojů, pro použití nejlepší výrobní metody, pro využití disponibilních zdrojů pro nejvýše oceňovaná užití,
- **rozděluje důchody.**

Samotný proces utváření tržní rovnováhy je závislý na trhu, na kterém k němu dochází. Definic a přístupů k utváření tržní rovnováhy můžeme nalézt v literatuře mnoho, autoři si však vysvětlují fungování tržního mechanismu na cestě k rovnováze obdobně. Sojka a Konečný (2006) uvádí, že prostřednictvím tržního mechanismu, který lze charakterizovat Schématem 2, se vzájemnou interakcí (směnou) vytvářejí rovnovážné soustavy cen.

Díky cenovým změnám a změnám nabízeného a poptávaného množství vzniká tržní rovnováha. Slučitelnost ceny a množství se záměry prodávajících a kupujících vede podle Schillera (2004) k rovnováze na trhu. Tržní rovnováhu Soukupová a kol. (2003) chápe jako stav, kdy je dosaženo rovnovážné ceny, za kterou jsou ochotni kupující koupit takové množství nabízeného statku, jaké jsou prodávající ochotni za danou cenu prodávat. Takové množství a cena maximalizují užitek (zisk) trhu, jelikož je vytvořena na trhu rovnováha a neexistuje jiné rozdělení množství a určení ceny, které by přineslo vyšší užitek. Lze tedy říci, že rovnováha na trhu obecně maximalizuje celkový zisk trhu. Tržní rovnováha ovšem existuje jen do okamžiku, kdy vlivem šoků (poptávkových, nabídkových) dojde ke změně ceny. Cramer a Jensen (1994) tento stav charakterizují jako další vzájemné působení nabídky a poptávky, které způsobí utvoření nové tržní rovnováhy.

Podle Soukupa (2003) je trh zboží v rovnováze, pokud jsou nabídka, poptávka, množství a cena výrobku vyrovnané a netíhnou k žádné změně. Soukupová a kol. (2003) rozděluje rovnováhu na dílčí a všeobecnou (celkovou). Analýza dílčí rovnováhy je taková, ve které jsou ceny a množství na každém trhu produktu či výrobního faktoru závislé na velikosti nabídky a poptávky (a současně předpokládáme, že cena na jiných trzích je neměnná a změny cen neovlivní ceny na jiných trzích) – každý trh je izolovaný od vlivů ostatních trhů, je nezávislý.

V praxi je ovšem tato rovnováha nereálná, proto častěji analyzujeme všeobecnou rovnováhu, která představuje vzájemnou propojenost trhů. Analýza všeobecné rovnováhy podle Soukupové a kol. (2003) předpokládá proměnlivost a vzájemnou interakci cen na všech dílčích trzích současně. Allen (1971) definuje tzv. dílčí dynamický nespojitý model, který charakterizuje utváření tržní rovnováhy pomocí pavučinového teorému. Model je dílčí vzhledem ke skutečnosti, že se týká pouze jednoho druhu zboží a jeho ceny a nebere v potaz ceny ostatního zboží a důchodu.

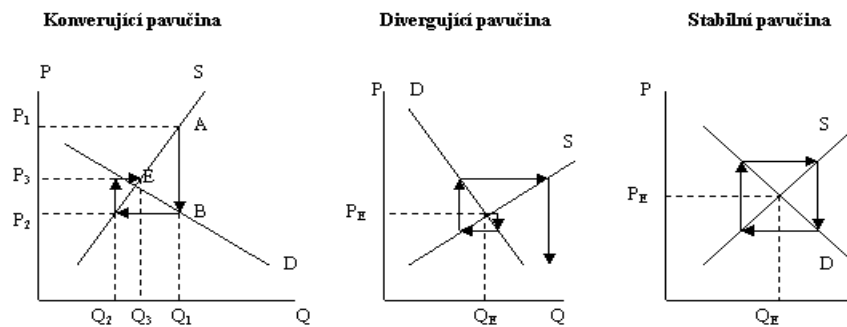
Pavučinový teorém je způsob, jak popsat proces utváření tržní rovnováhy v zemědělsko-potravinářském sektoru, pro který je charakteristické časové zpoždění nabízeného množství vzhledem k množství poptávanému. Podle Tvrdoně (2006) je délka zpoždění za určitých předpokladů rovna jednomu výrobnímu cyklu dané zemědělské komodity a optimistická či pesimistická očekávání a změny v produkci se projeví v cyklických změnách cen. Vlček (2009) popisuje pavučinový teorém následovně (graficky je tento stav zachycen na Schématu 3 – str. 42). Trh je daný nabídkou a poptávkou a na tomto trhu neexistuje rovnováha, záleží na sklonu křivek nabídky a poptávky.

Pokud je předpoklad, že křivka poptávky má menší sklon než křivka nabídky, pak se utváření tržní rovnováhy projevuje na Schématu 3 v grafu konvergující pavučiny. Za těchto tržních podmínek byla stanovena cena P_1 a objem produkce Q_1 . Pokud existuje na trhu převis nabídky cena P_1 je vyšší než cena rovnovážná. Aby výrobci mohli prodat všechny své výrobky, musí začít snižovat ceny. Tento pokles cen se zastaví na ceně P_2 , za kterou jsou kupující ochotni daný výrobek koupit. V tomto bodě dochází k rovnosti nabízeného a poptávaného množství. Všechno vyrobené zboží se prodá za cenu, která je stanovena bodě rovnosti nabízeného a poptávaného

množství. Za tuto cenu jsou ovšem výrobci ochotni vyrobit množství produkce Q_2 . V ten okamžik dochází k převisu poptávky nad nabídkou a cena, za kterou se výrobek prodá je P_3 . Pro další období je výrobce motivován k větší výrobě a na trh je dodáno množství Q_3 . Podle Vlčka (2009) se tento cyklus cen a výroby opakuje, dokud se poptávané množství nebude shodovat s nabízeným a cena poptávky nebude stejná jako cena nabídky – na trhu pak bude dosaženo rovnováhy.

Opačným případem je divergující pavučina, kdy je poptávková křivka strmější než nabídková křivka a na trhu dochází k prohlubování nerovnováhy. Třetím typem je stabilní pavučina, kdy trh nedokáže zabránit nerovnováze, jelikož křivky mají stejný sklon, cena a množství se neustále pohybuje okolo rovnovážného bodu.

Schéma 3: Utváření tržní rovnováhy



Zdroj: VLČEK (2009)

V reálném světě je chování subjektů na trhu promyšlené a přesně cílené, na rozdíl od toho, co ukazuje teorie. Jednání prodávajících a kupujících jsou ovlivněna jejich očekáváními, což více či méně ovlivňuje utváření tržní rovnováhy. Díky očekáváním, která jsou do rozhodování zahrnuta, na trhu nedochází k častým a velkým výkyvům, avšak lze předpokládat, že se mohou vyskytovat strukturální šoky (změny, výkyvy), které změni postavení a tržní sílu subjektů na trhu a nelze s nimi dopředu počítat.

Podle Bečvářové (2001) je sféra působení tržního mechanismu v agrárním sektoru omezena. Tržní mechanismus sám o sobě není stejně účinným nástrojem efektivní alokace kapitálu a produkce jako v případě nezemědělských odvětví. Utváření tržní

rovnováhy zemědělských a potravinářských výrobků výlučným působením nabídkově-poptávkových vztahů je méně obvyklé, než u ostatních výrobků, jejichž produkce a spotřeba bezprostředně a pružně reaguje na tržní signály.

Některé trhy je nutné regulovat vnějšími (státními) zásahy, aby byla zachována relativně stabilní rovnováha. Jedná se například mimo jiné o regulaci na trhu zemědělsko-potravinářském, který se vyznačuje konvergentním utvářením rovnováhy. Na úrovni Evropské unie je pro zemědělsko-potravinářský sektor (pouze pro některé komodity a jejich trhy) zavedena tzv. Společná organizace trhu (SOT). Jako další forma tržní regulace mohou sloužit intervenční ceny pro stabilizaci cen, dotační programy zemědělcům, importní kvóty, vývozní subvence, různé formy podpor výsledné produkce apod.

4.3 Zemědělsko-potravinářský trh

Zemědělsko-potravinářský trh v širším pojetí představuje podle Bečvářové (2001) směnu výrobků prostřednictvím koupě a prodeje, jejich dopravu, skladování, standardizaci, financování a přebírání rizika odběru a prodeje zemědělských a potravinářských výrobků a poskytování marketingových informací.

Z ekonomického hlediska je zemědělsko-potravinářský trh charakteristický neelastickou poptávkou po potravinách (spotřeba nelze pozdržet, potraviny patří mezi nezbytné statky), klesajícím podílem výdajů domácností na potravinách, klesajícím podílem zemědělství na HDP a nižší počet pracovníků v zemědělství.

Zemědělské podniky se nacházejí podle Bečvářové (2001) v konkurenční tržní struktuře, která je charakterizována velkým počtem podniků vyrábějících produkty obdobných vlastností prodávajících je nejčastěji jednomu nákupnímu (zpracovatelskému) podniku – dle druhu výrobku, které v daném regionu působí.

Podle Tvrdoně (1992) lze hovořit o dvou typech trhů z hlediska odbytových trhů zemědělské a potravinářské produkce, a to o:

- **trhu zemědělských výrobků** – prodávajícím subjektem jsou výrobci zemědělské suroviny, kupující jsou zpracovatelské podniky, či nákupní

organizace a individuální zprostředkovatelé, kteří se následně stávají prodávajícím subjektem, a to buď navzájem, nebo vůči zpracovatelské organizaci,

- **trhu potravinářských výrobků** – prodávajícími jsou pro rozhodující část potravinářských výrobků obchodní organizace. Kupujícími jsou spotřebitelé. Část potravinářské produkce prodávají spotřebitelům buď přímo zemědělské podniky, nebo zpracovatelské organizace.

Vazba mezi výrobcem zemědělské suroviny a konečným spotřebitelem potravinářského výrobku je zprostředkována směnou na různých tržních úrovních a tržní nerovnováha na kterémkoliv trhu vede k systémové disproporcii celého agrárního trhu (Bečvářová, 2001). Autorka uvádí, že je nezbytné analyzovat vývoj tržní situace na jednotlivých tržních úrovních, spojující výrobní vertikály a k trhu zemědělských výrobců a trhu potravinářských výrobků přidává ještě:

- **trh naturální** – prodávající a kupující je totožný subjekt (např. podnikový meziprodukt),
- **trh surovino-potravinářský** – prodávajícími jsou zemědělství výrobci a kupujícími jsou spotřebitelé, kteří si tuto surovinu upravují do potravinářských výrobků (např. prodej přímo z farmy apod.).

4.3.1 Trh zemědělských výrobců

Sojka a Konečný (2006) uvádí, že trhy některých zemědělských produktů mají velmi blízko k tržní struktuře dokonale konkurenčního trhu. Zejména ty zemědělské plodiny, které jsou obchodovány na komoditních burzách (v našem případě pšenice). Podle Bečvářové (2005) již v současnosti nelze hovořit o dokonale konkurenčním uspořádání, jelikož agrobiznis se stal integrovanou součástí tržní ekonomiky podílející se na výsledném výstupu produkcí potravin.

Mezi odlišnosti zemědělské výroby lze zařadit také velký počet výrobců a specifická je jejich malá vyjednávací síla. Kvůli zvýšení vyjednávací síly a upevnění pozice

na trhu se subjekty sdružují do odbytových družstev, čímž si zajistí vyšší vyjednávací sílu při jednání se zástupci zpracovatelského průmyslu.

Zemědělství je hůře prognózovatelné, jelikož se zde jedná o výrobu závislou na těžko předvídatelných přírodních, klimatických podmínkách, typická je sezónnost výroby a velký vliv nabídky a poptávky. Na těchto trzích se vykytuje obrovské množství komodit, které se obchodují na domácích a světových trzích. V posledních letech dochází k poklesu kvalifikované pracovní síly vlivem nepříznivé ekonomické situace na tomto trhu (dle údajů ČSÚ je zde nepříznivá věková struktura – věkový průměr 40-50 let a nízká kvalifikace pracovníků v zemědělství – více než 50 % pracujících v zemědělství je vyučeno a méně než 3 % jsou vysokoškolsky vzdělaní pracovníci).

4.3.2 Trh zpracovatelů (producentů potravinářských výrobků)

Bečvářová (2002) uvádí, že pozornost v analýzách výrobních vertikál zemědělsko-potravinářského trhu je nutno věnovat také distribučnímu článku, za který považuje zpracovatelské podniky. Podniky zabývající se výrobou potravin a zemědělských produktů jsou velmi závislé na cenovém vývoji jejich produktů, na situaci na domácím i zahraničních trzích, na kvalitě a dostupnosti vstupů do odvětví.

Zemědělský marketing

Zpracovatelské podniky v dnešní době ve velké míře využívají tzv. potravinářský marketing pro podporu svých produktů, jelikož je to zboží denní spotřeby a přes to je třeba vyzdvihnout právě jejich produkt a odlišit ho od ostatních substitutů. Podle Vaněčka, Touška a Píchy (2007) potravinářský marketing využívají zejména podniky, které provozují svoji činnost ve složitém a proměnlivém prostředí, kde vládne silná konkurence. Zároveň uvádějí, že mnoho podnikatelů působí na trhu bez využití marketingového řízení a přesto jsou úspěšní. Systematičtější přístup podniků podle výše uvedených autorů však dokáže zajistit úspěch většímu počtu podniků a to dlouhodobě.

Vaněček, Toušek, Pícha (2007) uvádí tři odlišné koncepce marketingu zemědělských výrobků, pocházející z historického vývoje postavení zemědělců a jejich vztahu ke spotřebitelům. Jako první uvádí pojetí zemědělského marketingu ve vztahu k zemědělským produktům produkovaným v takové formě, která byla vhodná k okamžitému doručení spotřebitelům. Zemědělský marketing zahrnoval veškeré pohyby z farmy ke spotřebiteli. Vaněček, Toušek, Pícha (2007) definují marketing jako představení všech aktivit v toku z farmy ke spotřebiteli.

Podle druhého konceptu marketing dělá více, než jen doručuje produkty od zemědělců ke spotřebitelům. Marketing je způsob koordinace a směru ekonomické aktivity. Tento pohled zasahuje do ekonomiky farem a vyjadřuje dvě zásadní otázky marketingového systému. Rudd (in Breimyer in Vaněček, Toušek, Pícha, 2007) uvádí dvojí pojetí jako představení různých fyzických operací a funkce cenotvorného mechanismu v alokaci faktorů mezi zemědělci a mezi zemědělci a spotřebiteli.

Další koncepci zemědělského marketingu uvádí Shaffer (in Breimyer in Vaněček, Toušek, Pícha, 2007), kdy odmítá klasické pojetí marketingu z hlediska brány mezi zemědělcem a spotřebitelem. Pohlíží na marketing jako na systém trhů a příslušných institucí, které organizují ekonomickou aktivitu na trzích potravin. Toto pojetí je blízké dnešnímu pojetí zemědělského marketingu. Podle Vaněčka, Touška a Píchy (2007) ústředním bodem potravinářského marketingu zůstává hodnototvorný řetězec – proces, jímž jednotlivé články mezi prvovýrobcem a konečným spotřebitelem přidávají produktům hodnotu.

Pokud se na marketing a jeho nástroje díváme z ekonomického hlediska, velmi efektivní je pro zemědělce forma přímého marketingu produktů zemědělců. Vaněček, Toušek Pícha (2007) uvádí přínosy přímého marketingu vzhledem k příjmu zemědělců a propagaci rozvoje venkova. Přímý marketing umožňuje zemědělcům dosahovat vyšších příjmů, než by dosáhli prodejem přes další články obchodního řetězce.

Podle Tomáše Václavíka, zástupce organizace Green marketing v ČR, je forma přímého marketingu vhodná k vybudování dlouhodobého vztahu se zákazníky. Tento

způsob marketingu nazývá jako „vztahový marketing“. Možné formy prodeje, zajišťující vztah zákazníka se zemědělcem, jsou např. prodej na farmě, tržnice, bio bedýnky atd. Veškeré formy přímého marketingu mohou zemědělcům zajistit nejen dobrý vztah se zákazníkem, ale také zvýšit jejich příjem z provozované činnosti. Tyto formy marketingu se týkají především prvovýrobců. Zpracovatelé tuto formu využívají v podobě tzv. firemních prodejen, kde si zákazník může zakoupit čerstvé zboží často i za výhodnější ceny.

4.3.3 Maloobchod, velkoobchod a spotřebitelský trh

Tento trh představuje další článek vertikály, pokud vyloučíme mezinárodní trhy, kde také dochází k obchodování zemědělských produktů. Na tomto trhu dochází k prodeji zpracovaných výrobků přes obchodní články spotřebiteli. Obchodní články mohou mít podobu maloobchodních prodejen, velkoobchodních prodejen nebo obchodních řetězců.

Spotřeba potravinářských výrobků má také určitá specifika, a to zejména její nenahraditelnost a nemožnost odložit jí na jinou dobu. Množství a druhové rozlišení spotřeby je závislé na počtu obyvatel, na jejich ekonomické úrovni, na dostupnosti produktů, na preferencích spotřebitelů a jejich přesvědčení (vegetariáni, vegani) atd. Důležitým aspektem spotřeby je také potravinová bezpečnost a kvalita potravin, na kterou je v současnosti kladen velký důraz.

Lze předpokládat, že na tomto trhu dochází k velkému zneužívání pozice obchodního článku vzhledem k tomu, že zde existuje množství nadnárodních společností, jejichž vliv na nabídku potravin je významný.

V rámci jednotlivých stupňů hodnotového řetězce výrobních vertikál fungují odbytové organizace a na národní úrovni fungují organizace zabezpečující kontrolu zemědělsko-potravinářského trhu.

4.4 Hodnotový řetězec výrobních vertikál

Podle Peterové (2010) je pro sledování vlivů jednotlivých subjektů trhu možné vycházet z analýzy tzv. **výrobních vertikál**, které jsou v oblasti zemědělsko-potravinářského sektoru statisticky poměrně dobře sledovány, což převážně vychází z historických souvislostí, kdy se zemědělství vyznačovalo poměrně přímou vazbou jednotlivých článků vertikály na relativně omezeném prostoru.

Peterová (2010) definuje výrobní vertikálu jako tok, cestu produktu od jeho vývoje, výzkumu, biologického a technického řešení, přes hromadnou zemědělskou výrobu, k jeho zpracování ve finální výrobek včetně jeho prodeje spotřebiteli. Cílem spojení těchto toků je propojit různé organizační formy, přičemž se spojování (integrace) dělí na horizontální (mezipodniková) a vertikální (v rámci jednoho produktu výrobce-zpracovatel-obchod). Integrace slouží zejména k uspokojení celkové poptávky, tzn. nejen uvnitř odvětví, ale také ve spojení se zahraničím, s odběrateli a dodavateli atd. Podle Cramer a Jensen (1994) je vertikální integrace propojení podniků na různých úrovních výrobního procesu. Podle Gallové (2009) lze výrobní vertikálu charakterizovat jako sled na sebe navazujících činností, které přetvářejí vstupy ve výsledky výroby. Cramer a Jensen (1994) definují výrobu ve vertikále jako vícefázový proces, v němž výstup jednoho odvětví je vstupem do odvětví navazujícího do doby, než má výstup podobu požadovanou finální spotřebou, pro jejíž účel je produkován.

Je-li vertikála chápána jako řetězec, nebo tok produktu, pak v rámci vertikály rozlišujeme její článek a prvek. Podle Peterové (2010) článkem vertikály je ucelená část výrobního procesu založená na stejné technologii a prvek vertikály je každý samostatný hospodářský subjekt ve vertikále. Články zemědělsko-potravinářských vertikál se zabývá ve svých studiích také Bečvářová (2002, 2004, 2005), kdy definuje nabídkově-orientovaný a poptávkově-orientovaný přístup. Pro nabídkově-orientovaný přístup je typické výsadní postavení zemědělských výrobců, kteří rozhodují o množství produkce a farmářská cena determinuje cenu na dalších stupních vertikály (významná výše ve zpracovatelské ceně a ovlivní také spotřebitelskou cenu) a poptávkově-orientovaný přístup se vyznačuje významným

postavením spotřebitele, jehož přání a potřeby určují množství produkce. Pro poptávkově-orientovaný přístup je nutný vysoký stupeň informovanosti o spotřebiteli, umění využít získané informace a optimálně na ně reagovat – využít příležitosti na trhu. Cena je v tomto případě určována na spotřebitelské úrovni a podle ní se nastavuje cena zpracovatelská a farmářská. Tento přístup je v dnešní době dominantní a struktura i rozsah výroby se tvoří podle spotřebitelské poptávky (Srovátka, 2006). Avšak v praxi jsou oba přístupy velmi úzce spjaty a vyskytují se na trhu více či méně střídavě v závislosti na rozsahu nabídky a poptávky.

Cramer a Jensen (1994) charakterizují tržní strukturu zemědělsko-potravinářského trhu jako oligopson, stejně jako mnoho dalších autorů. Nedostatečné informace, či nesprávné zacházení s nimi může vést k neefektivní alokaci zdrojů nebo až dokonce k tržnímu selhání. Podle Svatoše (2004) je zemědělství oblastí, kde trh není schopen fungovat optimálně a dochází tu k tržnímu selhání. Zabránění tržního selhání a snaha vytvořit rovnováhu na trhu je v zemědělsko-potravinářském sektoru velmi složitá, jelikož na rozdíl od ostatních odvětví národního hospodářství nabídka ani poptávka nereaguje pružně na signály trhu.

Efektivnost fungování zemědělského tržního mechanismu je mimo jiné založena na průchodnosti tržních signálů z jednoho dílčího trhu, např. trhu zemědělských výrobců na všechny ostatní navazující trhy. Podle Peterové (2010) při analýzách ekonomiky zemědělských komodit je nutné brát v potaz všechny faktory ovlivňující výslednou produkci. Faktory, které na produkci působí, totiž ovlivňují nejen výši produkce, ale také její kvalitu a jsou spojené s různou mírou nákladů do výroby investovaných. Výrazně ovlivňují ekonomiku výroby.

Nejdůležitější podmínkou pro vytváření racionálního toku ve vertikále je vymezení jejího podílu na koupěschopné poptávce obyvatelstva a stanovení trendů každé z vertikál a v rámci jejich tržních vztahů (Peterová, 2010). Pro racionální toky uvnitř vertikál musí dostávat všechny články stejně a včas veškeré adekvátní tržní informace (o domácím i světovém trhu), které by měly být aktuální, pravidelné a dostupné pro všechny články vertikál, aby se staly podkladem pro racionální rozhodování jednotlivých subjektů na trhu. Tím bude zajištěn plynulý chod uvnitř vertikály a dobré dodavatelsko-odběratelské vztahy. Peterová (2010) uvádí,

že „výrobní vertikála si musí uvnitř sebe vytvořit, s tržním mechanismem kompatibilní, veřejně známé a pokud možno stabilní, nástroje stimulace a retardace chování hospodářských subjektů pro případ, že trh začne signalizovat větší odchylky v trendech nabídky a poptávky. Nástroje jsou tím složitější a jejich účinek slabší, čím méně pružná a zpožděnější je možnost reakce výrobce na signál trhu“.

V zemědělství působí celá řada faktorů, které mohou ovlivňovat efektivnost hospodaření podniků. Patří k nim zejména faktory ovlivňující výši výnosu, kvalitu produkce a nákladovost v rostlinné výrobě. V živočišné výrobě se jedná zejména o faktory ovlivňující výši užitkovosti, kvalitu produkce a nákladovost výroby. Velmi důležitými faktory jsou ty, které ovlivňují výši realizační ceny. Ceny v zemědělství jsou nestálé, jejich tempo růstu je nízké a sezónně kolísá, ceny jsou výrazně ovlivněny kvalitou produkce a na jejich výši mají vliv také náhražky, které nejsou závislé na biologickém procesu.

K zajištění výhodné realizační ceny jsou využívány odbytové organizace anebo např. prodej produktů na potravinových burzách. Burzovní obchody jsou vhodné zejména pro komodity, které se obchodují ve velkých objemech. V ČR od června roku 1993 byl zahájen provoz Plodinové burzy Brno, a.s. Dále jsou provozovány burzy, kde se obchoduje zejména se základní surovinou, ale také s výrobky používanými v rámci jejich výroby, a to Obchodní burza Hradec Králové, a. s., Moravskoslezská komoditní burza, a.s. a Pražská komoditní burza a.s. Obchodují se zde jak tuzemské, tak zahraniční komodity rostlinné i živočišné výroby. Burza by měla být nápomocná zejména v odstranění regionálních nerovností a stabilizaci cen, měla by zajistit dodávky v požadované jakosti s přesně danými dodacími a platebními podmínkami. Obchoduje se množství odpovídající počtu lotů (loty jsou stanoveny v burzovních uzancích). Burzovní obchody mají charakter promptních obchodů (s okamžitou nebo velice krátkou dobou plnění od uzavření smlouvy) a termínové (s odloženou dobou plnění). V ČR jsou bohužel burzovní obchody málo využívané v porovnání např. s USA, kde mají burzovní obchody tradici.

Zemědělství je charakteristické určitými specifiky, která jiná odvětví nemají. K základním specifickým zemědělství, ovlivňujících jeho efektivnost, podle Peterové (2010) patří:

- vysoká závislost výroby na půdě, plošný charakter výroby, chybí výhody z koncentrace výroby na jednom místě, koncentrace výroby je omezená, jelikož překročení optimální míry může vést k poklesu efektivnosti,
- rozdílná kvalita půdy způsobující rozdílnou úrodnost, z čehož plyne rozdílná konkurenceschopnost a nižší až omezená mobilita pracovníků v zemědělství v závislosti na půdě,
- biologický charakter reprodukčního procesu, probíhající ve víceméně neměnných cyklech (doba březosti) nebo ovlivnitelných jen velmi pomalu šlechtěním (konverse krmiv), není možné přizpůsobování se trhu, častý nesoulad mezi nabídkou a poptávkou vyvolávající kolísání cen, nejistota hospodářského výsledku. Bečvářová (2001) uvádí, že biologický reprodukční proces je charakteristický tím, že se zemědělská výroba uskutečňuje zpravidla v bezprostředním spojení s přírodou, která determinuje charakter i strukturu výroby a naopak typ zemědělské výroby ovlivňuje kvalitu přírody a životního prostředí.
- dlouhodobý charakter výrobních cyklů, nelze přerušovat výrobní cykly, vázanost kapitálu v odvětví po celou dobu výrobního cyklu,
- sezónnost výroby, kolísání cen, nerovnoměrné požadavky na potřebu pracovních sil i oběžného kapitálu,
- závislost na klimatických podmínkách - ovlivňuje výsledky výroby a kvalitu - přírodní vlivy působí na určité nepředvídatelné kolísání produkce (je to dáno klimatem, biologickým základem, půdou),
- zemědělsko-potravinářský podnik je více odvětvový (účastník ve více vertikálách), možné poruchy na trhu surovin,

- výrobní toky zemědělských vertikál jsou tvořeny velkým počtem prvků, řízení výrobních toků uvnitř vertikály je velmi náročné na množství informací, očekává se odpovědná reakce všech účastníků trhu - velké množství malých farem rodinného typu, které nejsou svoji velikostí schopny významně ovlivnit trh,
- existuje bezprostřední závislost na oblasti spotřeby.

Výše uvedená specifika pak mají za následek kolísání cen potravin a pohyb cenových nůžek v sektoru zemědělství. Odvětví zemědělství je ve vztahu k ostatním odvětvím ve vývoji zaostávajícím odvětvím. Díky tomu se SZP EU a jednotlivé národní ekonomiky členských států zaměřují na ochranu domácích zemědělských výrobců a zpracovatelů, a to zejména nástroji pro ochranu dovozu, podporou vývozu, dotačními tituly a subvencemi, strukturálními programy na obnovu venkova, rozvoj méně příznivých oblastí a venkova obecně. Snahou zemědělských politik je stabilizace trhu a zlepšení ekonomiky zemědělských subjektů na trzích.

4.4.1 Odbytové organizace

Dostupné informace o prvních odbytových družstvech poukazují na výskyt tzv. zemědělských skladových a odbytových družstev již v druhé polovině 19. století. Dle místopředsedy Mlecoopu ČR a předsedy Agroodbytu ČR pana Ing. Davida Nováka probíhající globalizační proces podporuje trend dnešního obchodního světa sdružovat výrobní či zpracovatelské podniky do větších celků, odbytových organizací, které napomáhají zpracovatelům odolat tlaku obchodních řetězců (v situaci, kdy zneužívají svého tržního postavení).

V EU jsou podmínky založení odbytové organizace dány právními předpisy dané členské země a jejich právní forma není předem dána. Sdružování výrobců ke společnému odbytu ve společném zemědělství EU upravují tři základní právní předpisy, a to Nařízení Rady č. 952/97 ze dne 20. 5. 1997, nařízení Komise č. 2084/80 ze dne 31. 7. 1980 a Nařízení Komise č. 220/91 ze dne 30. 1. 1991.

V České republice po uskutečnění restituci a privatizaci státních podniků bylo veliké množství malých subjektů, které se snažily o zlepšení svého postavení v rámci nově vytvořeného trhu, avšak potýkaly se s vnitřními problémy, jako např. s technologickou vybaveností, kvalifikovanou pracovní silou či neméně podstatnou finanční situací. Na trh vstupovaly v rámci probíhající globalizace nadnárodní společnosti obchodních řetězců, které disponovaly kapitálovou vybaveností, a jejich postavení na tuzemském trhu postupně rostlo a pozice domácích výrobců a zpracovatelů nebyla dostatečně silná, aby mohly s řetězci vyjednávat. V ČR byla postupně zakládána odbytová družstva, která měla za úkol vyjednávací sílu zemědělců a zpracovatelů na trhu zajistit.

V současné době na českém potravinářském trhu působí v předmětných komoditách tato odbytová družstva (výčet není kompletní):

- **AGROODBYT** – sdružuje regionální odbytové organizace
- **CENTROODBYT** – národní odbytové družstvo v komoditách jatečná prasata, mléko a jatečný skot
- **MP PRODUKT** – celorepublikové družstvo regionálních dodavatelů pekárenských a mlýnských produktů
- **MLECOOP** – mlékařské odbytové družstvo, členy jsou také menší místní uskupení, odbytová a obchodní družstva
- **Mlékařské a hospodářské družstvo JIH** – zabývá se nákupem a prodejem mléka pro členy, velkoobchodem s mléčnými výrobky, vejci, jedlými oleji a tuky a maloobchodem s novým zbožím ve specializovaných prodejnách

Primárním důvodem existence odbytových družstev je zajištění dlouhodobé smlouvy pro odbyt produktů zemědělským podnikům. Činnost odbytových družstev napomáhá jednotlivým členům získat za svoji produkci přiměřenou cenu, zajišťuje výhodnější a vyváženější obchodní smlouvy, poradenskou a informativní činnosti a celkově se snaží zmírnit tlaky obchodních řetězců na prvovýrobce a zpracovatele. Některé podniky však nemusí být s myšlenkou sdružování do odbytových organizací

srozuměny, jelikož zejména rozhodování o množství, odběrateli, druhu zboží a zejména výši ceny je přenesena na odbytovou organizaci.

Na českém trhu působí také společnost AGROFERT HOLDING obchodující s potravinami, pesticidy, chemikáliemi, surovinami a pohonnými hmotami. Mateřskou společností je Agrofert a.s., spojení s AGROPOL GROUP, a.s., která je investiční společností v agrárním sektoru ČR s vazbou na prvovýrobce i potravinářský průmysl, kapitálově zahrnuta v podnicích Zemědělské zásobování a nákup (ZZN), působící v zemědělských oblastech ČR.

4.4.2 Legislativní opatření a regulace v rámci zemědělsko-potravinářského trhu v ČR

V rámci zemědělsko-potravinářského trhu existují určité organizace, většinou spadající pod Ministerstvo zemědělství, které dohlíží, regulují a napomáhají tomuto trhu.

Státní zemědělská a potravinářská inspekce

Na kvalitu potravin v rámci českého trhu dohlíží Státní zemědělská a potravinářská inspekce, která je organizační složkou státu pod Ministerstvem zemědělství ČR a kontroluje zejména zdravotní nezávadnost, jakost a řádné označování potravin, aby byl ochráněn konečný spotřebitel. V rámci svých kompetencí (výroba, skladování, přeprava a prodej) kontroluje zejména potraviny a použité suroviny k jejich výrobě, zemědělské a tabákové výrobky. Chrání spotřebitele před zdravotně závadnými potravinami, před klamavým označováním nebo před potravinami neznámého původu. SZPI dohlíží nejen na prodejce, ale také na výrobce potravin. Legislativně je její činnost dána zákonem č. 110/1997 Sb., o potravinách a tabákových výrobcích, novelou zákona č. 146/2006 Sb. o Státní zemědělské a potravinářské inspekci a zákonem č. 552/1991 Sb. o státní kontrole. Také se řídí principy kontroly potravin danými EU.

Státní veterinární správa

Státní veterinární správa (SVS) je orgánem státní správy a má za úkol ochraňovat spotřebitele před případnými zdravotně závadnými produkty živočišného původu, monitorování a udržování příznivé nakažové situace zvířat, veterinární ochrana území ČR, ochrana pohody zvířat a ochrana před jejich týráním. Přímou i nepřímou zodpovídá za zdraví občanů ČR. Mimo jiné provádí kontrolu podmíněnosti Cross Compliance. Řídí se veterinárním zákonem č. 166/1999 Sb., v platném znění. Státní veterinární správa tak zasahuje v případech, kdy dojde k výskytu některého z onemocnění zvířat a díky své široké působnosti v celé ČR tak úspěšně chrání spotřebitele před zdravotně závadnými produkty živočišného původu.

Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský

Stejně jako SVS i Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský (ÚKZUZ) je organizační složkou státu, zřízenou Ministerstvem zemědělství ČR. ÚKZUZ je správním orgánem, který provádí správní řízení, správní činnosti, odborné a zkušební úkony, kontrolní a dozorové činnosti v oblasti odrůd, krmiv, agrochemie, půdy a výživy rostlin, osiv a sadby a mnoho dalších. Působnost ÚKZUZ je dána zákonem č. 147/2002 Sb., o Ústředním kontrolním a zkušebním ústavu zemědělském a je podřízeným orgánem Ministerstva zemědělství. Od 1. 1. 2010 je ÚKZUZ pověřen Mze k provádění úředních kontrol pro oblast ekologického zemědělství.

Státní zemědělský a intervenční fond

Státní zemědělský a intervenční fond (SZIF) je státní organizací zprostředkovávající finanční podporu z Evropské Unie a národních zdrojů, je tzv. akreditovanou platební agenturou pro provádění opatření SZP financovaných z Evropského zemědělského záručního fondu (EAGF) a Evropského fondu pro rozvoj venkova (EAFRD). SZIF vznikl v roce 2000 z původního Státního fondu tržní regulace (SFTR) a opět spadá pod Ministerstvo zemědělství. Fond tvoří celkem 8 pracovišť, z toho 1 centrálního pracoviště v Praze a 7 regionálních odborů podle NUTS II. SFTR vznikl po rozdělení Československa v roce 1993 a úspěšně fungoval až do roku 2000, kdy byl vydán zákon č. 256/2000 Sb., který změnil a rozšířil působnost SFTR a změnil mimo jiné také jeho název na SZIF. V roce 2004 udělilo

Ministerstvo financí SZIFu akreditaci jako platební agentuře pro provádění SZP. V rámci SZP EU jsou uplatňovány 3 zásady:

1. společný trh pro zemědělské produkty při společných cenách,
2. zvýhodnění produkce ze zemí EU na úkor vnější konkurence,
3. finanční solidarita – financování ze společného fondu, do něhož všichni přispívají.

Nejdůležitějšími poskytovanými podporami jsou přímé platby vyplácené na hektar obhospodařované plochy. Od roku 2007 jsou zde možnosti získat finanční prostředky z PRV. Na zemědělsko-potravinářském trhu jsou výkyvy poptávky a nabídky řešeny tržním opatřením Společného evropského trhu, který zabezpečuje zemědělským podnikatelům větší jistotu a lepší stabilitu podnikání.

Úřad pro ochranu hospodářské soutěže

Do jednání odbytových družstev významně zasahuje Úřad pro ochranu hospodářské soutěže (ÚOHS), který připravil pravidla pro vznik a fungování odbytových družstev a potravinářských firem. Agrární komora je proti těmto pravidlům, jelikož se zejména jejímu prezidentovi Janu Velebovi nelíbí tři kategorie, do kterých ÚOHS rozdělil činnosti odbytových družstev. Kategorie jsou rozděleny podle toho, co mohou výrobci nebo zemědělci dělat vždy, nebo co je jejich činností zakázáno. ÚOHS také rozdělil současná odbytová družstva do kategorií podle jejich podílu na trhu a podle toho lze určit jejich vliv na chování jednotlivých subjektů na trhu. Pokud však podíl na trhu odbytového družstva přesáhne 50%, pak je jeho chování regulováno zákonem a vztahují se na něj zvláštní podmínky.

Česká legislativa upravuje postavení jednotlivých subjektů na trhu se zemědělskými a potravinářskými produkty pomocí zákona č. 395/2009 Sb., o významné tržní síle při prodeji zemědělských a potravinářských produktů a jejím zneužití (dále jen „zákon o tržní síle“). Ustanovení § 3 tohoto zákona definuje a posuzuje významnou tržní sílu. Kontrolou nad dodržováním tohoto zákona byl pověřen v § 5 ÚOHS. Zákon definuje tržní sílu jako vztah kupujícího a dodavatele, kdy se v důsledku situace na trhu stává dodavatel závislým na odběrateli ve vztahu k možnosti dodávat své zboží spotřebitelům a kdy si odběratel vůči dodavateli může vynutit jednostranně

výhodné obchodní podmínky. Zákon se vztahuje na ty odběratele zemědělsko-potravinářských výrobků, jejichž obrat v minulém roce přesáhl 5 mld. Kč. První pokuta za porušení zákona o tržní síle byla udělena v červenci roku 2011 společnosti Kaufland Česká republika v. o. s. pro dojednávání a realizaci lhůt splatnosti vyšších než 30 dní s nadpoloviční většinou svých dodavatelů. U pekáren⁶ byla udělena pokuta za jednání ve vzájemné shodě při určování cen pekárenských výrobků (uznaná existence kartelové dohody). Podobně u některých producentů drůbežního masa byla udělena pokuta za společnou strategii při stanovování ceny jatečných kuřat.

Ve většině případů byly pokuty uloženy ÚOHS z důvodu vzájemných shod více společností na cenové strategii a další uzavírání zakázaných vertikálních dohod v rámci zemědělsko-potravinářských řetězců. Zákon o tržní síle avšak může být považován za prostředek vedoucí k narušení volné hospodářské soutěže a na nepřiměřené zasahování legislativy do soukromoprávních vztahů. V EU je dána přednost řešení vztahů mezi dodavateli a odběrateli na národní úrovni a legislativou EU nejsou tyto vztahy nijak upraveny.

Cross-compliance

Zemědělská politika EU se v současnosti velmi výrazně zaměřuje na řešení negativních dopadů na krajinu a životní prostředí. Díky tomu byl reformou SZP v roce 2003 zaveden systém kontroly podmíněnosti „křížového souladu“ – Cross-Compliance (CC). Podle Evropské agentury pro životní prostředí se jedná o spojení problematiky ochrany životního prostředí a zdraví s problematikou dotační politiky v zemědělství. V tomto případě jde o nástroj pro zavedení minimálních standardů v oblastech ochrany veřejného zdraví, zdraví a pohody zvířat, zdraví rostlin a v oblasti životního prostředí. Zákonné požadavky jsou dané 19 evropskými normami a českou legislativou a od roku 2009 jsou vyžadována jejich plnění. Kontrolu provádí specializované kontrolní orgány (ÚKZUZ, SVS, SZPI apod.) a vyhodnocení kontrol a stanovení sankcí provádí platební agentura SZIF. Sankce mají podobu krácení anebo zamítnutí přímých plateb vyplácených právě agenturou SZIF.

⁶ DELTA PEKÁRNY a.s., ODKOLEK a.s. a PENAM spol. s.r.o.

5 Metodický rámec a datová základna

5.1 Datová základna

Datová základna pro vlastní analýzu je tvořena časovou řadou cen zemědělských výrobců neboli farmářských cen – ceny zemědělské suroviny, cen zpracovatelů (velkoobchodní ceny) a spotřebitelských cen, které platí spotřebitel při nákupu výsledného produktu. Data použitá v této analýze byla získána z databáze Českého statistického úřadu. Používáme měsíční data cenových časových řad v různém období pro jednotlivé vertikály.

Datová základna je tvořena časovými řadami, které jsou použity pro vlastní analýzu, resp. pro konzistentní odhady parametrů v modelech. Konzistentnost odhadů umožňuje analyzovat vliv časového zpoždění na proces cenové transmise uvnitř vertikály. Časová řada vzniká pozorováním jednoho jevu (v tomto případě ceny) analyzovaného přes několik časových období. Použité časové řady mají charakter časových řad s měsíční periodicitou.

Český statistický úřad provádí statistická zjišťování v České republice v souladu se zákonem č. 89/1995 Sb., o státní statistické službě, ve znění pozdějších předpisů. Na základě každoroční vyhlášky o Programu statistických zjišťování vzniká ČSÚ zpravodajská povinnost. Oblast zemědělství a lesnictví je prověřována ročně nebo pololetním zjišťováním a zaměřuje se na 4 zjišťování v rostlinné produkci, na 5 zjišťování v živočišné produkci a 1 zjišťování v lesnictví. Dále se v rámci zpravodajské povinnosti ČSÚ provádí celkem 47 zjišťování cenových statistik a zahraničního obchodu. Cenové statistiky tvoří zjišťování cen vybraných reprezentantů z oblasti zemědělství a dalších oblastí. Spotřebitelské ceny jsou zjišťovány ve formě přímých zjišťování bez formuláře. Ze zpracovaných statistických údajů ČSÚ je vybudována veřejná databáze, která shromažďuje agregovaná statistická data a umožňuje uživatelům přístup k datům. Struktura databáze je propojena na soustavu číselníků a klasifikací. Dalšími zdroji dat byla např. Statistika rodinných účtů, ročenky jednotlivých komodit, buletiny Ústavu

zemědělské ekonomiky a informací, nebo např. tzv. „Zelené zprávy“ – Zprávy o stavu českého zemědělství vydávané Ministerstvem zemědělství ČR.

Datová základna je vytvořena na základě hodnotového řetězce vybraných výrobních vertikál, který je pro každou vertikálu rozdělen na tři dílčí trhy – trh zemědělských výrobců (prvovýrobci), trh průmyslových výrobců (zpracovatelů) a spotřebitelský trh. Vztahy v rámci každé vertikály jsou určeny zejména cenami vstupů na jednotlivých stupních vertikály. Datovou základnu proto tvoří ceny, které jsou určovány na jednotlivých stupních vertikály – ceny zemědělských výrobců, ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny.

Ceny zemědělských výrobců (kód 884) „jsou realizační, smluvní ceny (bez vlastní spotřeby) zjišťovány pomocí státního statistického výkazu u družstevních, soukromých a státních organizací. Ceny nezahrnují daň z přidané hodnoty“. Cenové časové řady zemědělských výrobců byly pro vlastní analýzu získány z šetření nákupních cen v ČR.

Cena průmyslových výrobců z pohledu ČSÚ (kód 405) je „cena sjednaná mezi dodavatelem a odběratelem v tuzemsku (bez DPH, spotřební daně a bez nákladů na dopravu k zákazníkovi a nákladů s ní spojenou), která je fakturovaná v příslušném měsíci. Vyskytne-li se v určeném období více obchodních případů, uvede se cena vypočtená jako aritmetický průměr cen těchto obchodních případů. Nevyskytne-li se v tomto období obchodní případ, vychází se z ceny obchodního případu uskutečněného v období mezi 1. až 9. kalendářním dnem ve sledovaném měsíci. Pokud ani v tomto období se obchodní případ nevyskytne, uvede se odborný odhad ceny, za kterou by se prodej uskutečnil. Cena je vždy za reprezentanta se stejnými nebo srovnatelnými technickými a užitnými parametry vymezeného popisem za významnější reprezentativní obchodní případ, který se vyskytuje nejčastěji při relativně stejných obchodních, dodacích a platebních podmínkách a pokud možno ve stále stejném odebraném množství“. Ceny průmyslových výrobců pro vlastní analýzu byly získány z obchodního ceníku.

Spotřebitelské ceny vybraných cenových reprezentantů (kód 2954) „jsou průměrné spotřebitelské ceny v prosinci každého roku, které mají charakter

průměrných hodnot jednotlivých variant příslušného reprezentanta.“ Spotřebitelské ceny pro vlastní analýzu byly získány z průměrných spotřebitelských cen vybraných druhů zboží a služeb v ČR.

Cenový servis také poskytuje resortní šetření Ministerstva zemědělství, resp. Státní zemědělský a intervenční fond pravidelným zveřejňováním cenového hlášení k jednotlivým zemědělským komoditám a výrobkům. Tato zjišťování nařizuje sledovat České republice evropská legislativa. Cenová hlášení jsou pak zasílána Evropské komisi. SZIF dále poskytuje informace o trhu se zemědělskými komoditami, tzv. Tržní informační systém v ČR, EU a třetích zemí v rámci Společné organizace trhu.

V ČR provádí ČSÚ od roku 1994 tzv. Odvětvovou klasifikaci ekonomických činností s ohledem na požadavky IMF, OSN, EU a je: „vypracována pro kategorizaci údajů, které souvisí s organizační jednotkou - ekonomickým subjektem. Poskytuje základnu pro přípravu statistických údajů o různých vstupech, výstupech, tvorbě kapitálu a finančních transakcích ekonomických subjektů.“ OKEČ je zpracována podle pravidel závazných pro vytvoření odvětvových klasifikací členských států ES⁷, tzn., že třídění je prakticky převzato do úrovně 4 míst z klasifikace NACE, pouze na 5. místě byly vytvořeny upřesňující položky vyjadřující národní specifika. Díky této klasifikaci jsou k jednotlivým vertikálám zemědělské výroby definovány výsledky činností jednotlivých stupňů vertikály. O roku 2004 již v ČR existuje pouze CZ NACE. Zemědělské výrobky, zejména výsledné produkty a meziprodukty, lze také charakterizovat podle Standardní klasifikace produkce.

Pšenice a pšeničné produkty jsou zařazeny dle OKEČ a NACE do skupiny pěstování obilovin a jiných kulturních plodin - na zrno (kromě rýže), sušených luskovin (hrachu, fazolí apod.) a olejnatých semen (01.11). Zpracovatelský průmysl zabývající se zpracováním pšenice patří do skupiny: výroba mlýnských a škrobářských výrobků (15.6), výroba krmiv (15.7) a výroba ostatních potravinářských výrobků (pekárenské a cukrářské – 15.81, trvanlivé pekárenské výrobky – 15.82).

7 Council Regulation (EEC) No. 3037/90 z 9.10.1990, Council Regulation (EEC) No 761/93 z 24.3.1993 a Council Regulation (EEC) No.29/2002 z 19.12.2001

Maso, mléko, masné a mléčné produkty jsou řazeny v živočišné výrobě dle chovu zvířat a to do skupin chov skotu (01.21), chov prasat (01.23) a chov drůbeže (01.24). Zpracovatelský průmysl je rozdělen na výrobu, zpracování a konzervování masa z velkých (15.11) a malých (15.12) hospodářských zvířat, výroba masných výrobků (15.13), zpracování mléka a výroba mlékárenských výrobků a sýrů (15.51).

Hodnotový řetězec **pšenice** je tvořen cenami zemědělských výrobců potravinářské pšenice, cenami průmyslových výrobců, získanou prostým průměrem cen průmyslových výrobců pšeničné mouky hladké extra 00 a pšeničné mouky hladké pekařské. Spotřebitelské ceny jsou získány prostým průměrem spotřebitelských cen pšeničné mouky hladké a pšeničné mouky polohrubé. Veškeré ceny jsou sledovány za období od ledna 1995 do prosince 2010.

Hodnotový řetězec **hovězího masa** je tvořen cenami zemědělských výrobců za kategorii jateční býci třída B v mase – jedna cena za jatečný skot pro všechny kategorie a kvalitativní třídy⁸. Ceny průmyslových výrobců tvoří prostý průměr cen hovězího masa předního bez kosti a cen hovězího masa zadního bez kosti. Spotřebitelské ceny jsou tvořeny prostým průměrem cen hovězího masa předního bez kosti a cen hovězího masa zadního bez kosti. Sledované období je od ledna 1994 do prosince roku 2010.

Hodnotový řetězec **vepřového masa** je tvořen cenami zemědělských výrobců jatečných prasat I. v mase, cenami průmyslových výrobců tvořenými prostým průměrem ceny vepřové pečeně s kostí a vepřové kýty bez kosti. Spotřebitelské ceny jsou tvořeny prostým průměrem spotřebitelských cen vepřové pečeně s kostí a vepřové kýty bez kosti. Všechny ceny jsou sledovány za období od ledna 1994 do prosince 2010.

Hodnotový řetězec **drůbežího masa** je tvořen cenami zemědělských výrobců za jatečná kuřata I., cenou průmyslových výrobců za kg kuchařského kuřete a spotřebitelskými cenami za kg kuchařského kuřete, veškeré ceny jsou sledovány za období od ledna 1993 do prosince roku 2010.

⁸ Tyto ceny byly dostupné pro celé analyzované období.

Hodnotový řetězec **mléka a mléčných výrobků** je tvořen cenami zemědělských výrobců, které tvoří ceny za mléko kravské I., cenami průmyslových výrobců mléka polotučného a spotřebitelskými cenami polotučného mléka, všechny za sledované období od ledna 1994 do prosince 2010.

K provádění ADF testu a Engle a Granger přístupu byl využit ekonometrický software RATS 32sx, který slouží k analýze časových řad. Hansen testy (1992) a Gregory a Hansen testy (1996) byly prováděny v ekonometrickém programu GAUSS Light 8.0, který využívá programovací jazyk pro matematiku a statistiku vyvinutý firmou Aptech. Využívá se zejména k řešení statistických a ekonometrických problémů, k analýze časových řad, k optimalizaci a 2D a 3D vizualizaci.

5.2 Cenová transmise

Z předchozích kapitol je zřejmé, že cena a cenová politika je velmi podstatným determinantem tržního mechanismu, jelikož alokuje zdroje a propojuje jednotlivé trhy mezi sebou a to jak horizontálně, tak vertikálně. Zejména v oblasti zemědělské ekonomiky je cenová transmise velmi diskutovaným tématem z důvodu charakteru této transmise. V dnešní době, kdy je ekonomika otevřená, je znalost fungování trhů, transmise tržních signálů a využívání pozice jednotlivých subjektů důležitým tématem.

Cramer a Jensen (1994) charakterizuje změnu ekonomických podmínek jako změnu ceny, resp. přizpůsobování ceny jak na trhu výrobních faktorů, tak na trhu výrobků. Cenovou transmisí lze charakterizovat jako proporci změny ceny vstupu, která je přenášena do ceny výstupu. Je sledována a analyzována zejména v odvětvích zemědělství a význam těchto analýz roste spolu s potřebou efektivního hospodaření v rámci evropské agrární politiky. Vavra a Goodwin (2005) shrnuli provedené analýzy cenové transmise podle 4 základních otázek, a to:

1. Jak velká je reakce cenové změny v ostatních člancích hodnotového řetězce na vypuknutí šoku v jiném článku?

2. Jak dlouho tato reakce trvá?
3. Existuje rozdíl v reakci na pozitivní (snížení ceny) a negativní šok (zvýšení ceny)?
4. Je povaha následného přizpůsobovacího procesu po vypuknutí šoku závislá na směru cenové transmise?

Peltzman (2000) uvádí, že v mnoha zpracovatelských odvětvích bylo zjištěno, že zatímco růsty cen vstupů jsou promítnuty do cen výstupů téměř okamžitě, cenové poklesy jsou následovány opožděným a pouze částečným poklesem cen výstupů. Tento jev vysvětluje Revoredo, Nadolnyak, Fletcher (2004) existencí tržní síly a jejího zneužívání, dále způsobem řízení zásob maximalizující zisk.

Asymetrická cenová transmise je vysvětlována neprůchodností tržních signálů z jednoho trhu na trhy navazující. K těmto jevům dochází na nedokonale konkurenčních trzích, kterými zemědělsko-potravinářské trhy jsou. Vavra a Goodwin (2005), Weldegebriel (2004) hovoří o výskytu asymetrické cenové transmise na trhu nedokonale konkurenčním, ale tento jev není příčinný. Asymetrie se může vyskytnout jak na dokonale, tak nedokonale konkurenčním trhu. Peltzman (2000) ve své studii dospěl k názoru, že asymetrická reakce je spíše pravidlo, než výjimka, i přes to, že většina autorů předpokládá symetrickou cenovou transmisi. Nezohlednění přítomnosti signifikantní asymetrie vede ke zkresleným výsledkům odhadu cen. Meyer a von Cramon-Taubadel (2000), Goodwin (2006), Gauthier a Zapata (2006) patří mezi autory, kteří asymetrii cenové transmise zohledňují v předpokladech analyzovaných modelů. Kromě těchto argumentů je asymetrický cenový přenos rovněž přisuzován nepružnosti některých druhů nákladů, např. menu costs, fixní mzdy, marketingové náklady (viz Lechanová a Novák 2006). Další z příčin vzniku asymetrických reakcí mohou být podle Serra, Goodwin (2003) státní zásahy, např. vládní podpora cen v rámci společné organizace trhu v Evropské unii, kdy zemědělství je subvencováno v mnoha směrech.

Testy asymetrie mohou být zavádějící, pokud jsou založeny na předpokladu stabilního vztahu mezi proměnnými, jelikož v případě asymetrie je dle Cramon-Taubadel, Meyer (2001) předpoklad tohoto stabilního vztahu chybný. V zemědělsko-

potravinářských vertikálách jsou cenové přenosy podle mnoha studií zahraničních i domácích autorů asymetrické (Vavra a Goodwin (2005), Peltzman (2000) a další – viz Přehled studií). Ceny v zemědělsko-potravinářských vertikálách jsou nejen asymetricky přenášeny, ale mezi jejich další charakteristiku patří, že jsou nestabilní. V krátkodobém časovém horizontu je nestabilita cen podle Tvrdoně (2006) způsobena nízkou nabídkovou pružností a nízkou cenovou a důchodovou pružností.

Mezi symetrické modely řadíme např. (A)DL model, VECM. Tyto modely použili ve svých studiích např. Bakucs, Fertö (2005), Bojnec (2002), Hockmann, Vöneki (2007) a další autoři. Příkladem asymetrického modelu může být také Threshold ECM, který byl použit ve studiích autorů např. Harper, Goodwin (2000), Vavra, Goodwin (2005), Goodwin (2006), Bakucs (2007), Kambia, Gil (2005). Frey a Manera (2005) uvádějí možné ekonometrické nástroje ke zkoumání vzájemných vztahů mezi cenami, a to konkrétně ADL (Autoregressive Distributed lag) modely, ECM modely (Error Correction Model), RSM modely (Regime Switching Model) a PAM modely (Partial Adjustment Model). Při analýze cenové transmise analyzujeme cenové časové řady, které zachycují vztahy mezi jednotlivými stupni výrobních vertikál.

5.3 Teoretický model - Marketing margin model

Vzhledem ke vztahům mezi jednotlivými stupni hodnotového řetězce lze předpokládat, že vhodnou aproximací cenové transmise pro analýzu změn tržní síly jednotlivých subjektů na trhu poskytuje *marketing margin model* – model tržního rozpětí /použili ho ve svých člancích např. Čechura, Taussigová (2012), Clark, Čechura (2011), Bakucs, Fertö (2006), Bojnec (2002) a Jumah (2000)/.

Marketing margin model je založen na předpokladu homogenního produktu, přičemž produkce je charakterizována konstantními výnosy z rozsahu (viz McCorriston a kol. /2001/ ve vztahu mezi tržní silou a výnosy z rozsahu v závislosti na pružnosti cenové

transmise)⁹. Dále lze předpokládat, že existuje dlouhodobý vztah mezi cenami na jednotlivých stupních a tak představuje rovnováhu dílčí části.

Marketing margin model vysvětluje rozdíl mezi cenami stanovenými zpracovateli a zemědělskými výrobci nebo mezi spotřebiteli a zpracovateli, tzn. **cenové rozpětí** mezi dvěma stupni hodnotového řetězce. Cenové rozpětí lze popsat jako:

$$M1_t = CPV_t - CZV_t \quad (5.1)$$

$$M2_t = SC_t - CPV_t = SC_t - CPV_t \quad (5.2)$$

kde: $t = 1, \dots, T$,

$M1_t, \dots$ tržní rozpětí (cenové rozpětí) mezi cenami průmyslových výrobců a cenami zemědělských výrobců,

$M2_t, \dots$ tržní rozpětí (cenové rozpětí) mezi spotřebitelskými cenami a cenami průmyslových výrobců,

CZV_t, \dots ceny zemědělských výrobců

CPV_t, \dots ceny průmyslových výrobců, zpracovatelů

SC_t, \dots ceny spotřebitelské, velkoobchodní

K vysvětlení rozpětí lze přistupovat buď ze strany zemědělců, anebo zpracovatelských organizací v závislosti na povaze cenové tvorby. Ze znalosti výsledků dalších studií (Bečvářová 2008, Čechura 2006) lze předpokládat, že je cena určována na zpracovatelské úrovni pro $M1_t$ a na spotřebitelské úrovni pro $M2_t$. Jedná se o předpoklad poptávkově řízeného procesu tvorby ceny, tzv. model snížení (model určení ceny shora - model směřující v rámci hodnotového řetězce při cenové tvorbě dolu). Tento model odpovídá zobrazení:

$$M1_{dt} = \alpha_1 + \beta_1 CZV_t \quad (5.3)$$

9 Čechura (2009) uvedl, že zemědělci provozující živočišnou výrobu s producenty masných výrobků vykazují konstantní výnosy z rozsahu.

$$M2_{dt} = \alpha_2 + \beta_2 CPV_t \quad (5.4)$$

kde: $M1_{dt}$, $M2_{dt}$ snížení v čase t

α_i , pro $i = 1, 2$ absolutní vyjádření reprezentuje mezní náklady

β_i parametr sklonu, nabývá hodnot ($0 \leq \beta_i < 1$)

a znázorňuje sílu zpracovatelských podniků nebo případně obchodních společností.

Sklon β_i vyjadřuje, jak moc může vzrůst tržní rozpětí vzhledem k tržní síle zpracovatelů (β_1) nebo obchodních společností (β_2). Substitucí vztahu (5.3) $M1_t$ do (5.1) a vyjádřením CZV_t , dostaneme:

$$CZV_t = -\frac{\alpha_1}{1 + \beta_1} + \frac{1}{1 + \beta_1} CPV_t \quad (5.5)$$

Pokud uděláme substituci u druhého vztahu, tj. dosadíme (5.4) za $M2_t$ do (5.2) a vyjádříme CPV_t , dostaneme:

$$CPV_t = -\frac{\alpha_2}{1 + \beta_2} + \frac{1}{1 + \beta_2} SC_t \quad (5.6)$$

Model (5.5) představuje model tržního rozpětí na prvním stupni hodnotového řetězce výrobní vertikály – tedy tržní rozpětí CPV – CZV. Model (5.6) představuje model tržního rozpětí na druhém stupni hodnotového řetězce výrobní vertikály – tedy tržní rozpětí SC – CPV.

Parametr sklonu ve vztahu (5.5) se blíží k 1, pokud parametr β_i nabývá hodnot 1 pro vztah (5.1) a pro vztah (5.6) je roven 0. Tato skutečnost je v souladu s předpokladem perfektní cenové transmise. Není-li však parametr β_i roven 0, parametr sklonu ve vztahu (5.5) a (5.6) je menší než 1. V tomto případě je zde indikace zneužití tržní síly. Navíc, pokud jsou ceny v logaritmickém tvaru, parametr sklonu ve vztahu (5.5) a (5.6) reprezentuje odpovídající pružnost cenové transmise.

Ve vlastní analýze lze předpokládat, že rovnovážný stav je charakterizován určitou úrovní marketingových nákladů (zpracování, skladování, reklama, doprava atd.) a možnou nenulovou procentní změnou β_i . Pokud se změní okolní prostředí

jednotlivých subjektů na trhu, může dojít ke změně v dlouhodobém vztahu mezi jednotlivými články vertikály. Změna může být v konstantě modelu (5.5) nebo (5.6), resp. v posunu parametru vzhledem ke změně marketingových nákladů a/nebo ve sklonu. Změna v konstantě může být mimo jiné interpretována jako změna rozsahu (kapacity). Změna ve sklonu parametru může znamenat změnu v tržní síle podniků. Zpracovatelé nebo obchodní společnosti mohou rozhodnout, zda chtějí účtovat jiné procentní snížení jako reakci na změny okolního prostředí, jako např. při výskytu prasečí či ptačí chřipky, BSE apod.

Teoretické modely (5.5) a (5.6) jsou testovány za účelem zachycení a pochopení změn vztahů na trhu nebo tržní síly subjektů v čase. Odhadová strategie je předem určena předpokladem o možné nestabilitě vztahu mezi jednotlivými stupni zkoumaných vertikál.

5.4 Postup v rámci empirické části práce

Lze předpokládat, že výrazný výkyv na straně nabídky či poptávky, situací na zahraničních trzích nebo např. vypuknutí některého onemocnění ve vertikálách živočišné výroby či výskyt jiných strukturálních šoků mohly změnit vztahy mezi stupni zkoumaných vertikál a za tohoto předpokladu je testována stabilita parametru. Nicméně jelikož aplikovatelnost testu stability parametru závisí na povaze časových řad (zda je časová řada stacionární nebo nestacionární), nejprve jsou testovány cenové časové řady na stupeň integrace $I(d)$. Následně je použit test stability parametru a nakonec odhadnuta a analyzována specifikace modelu tržního rozpětí se zohledněním strukturální změny a bez zohlednění strukturální změny.

5.4.1 Testování stacionarity časových řad

Stacionarita je podle Vavra a Goodwin (2005) definována jako kvalita procesu, ve kterém se statistické parametry procesu v čase nemění, tzn. časová řada y_t je stacionární, jestliže její rozdělení pravděpodobností v čase je neměnné (střední hodnota a rozptyl jsou konstantní a konečné). Jednou z metod převodu nestacionární časové řady na stacionární je použitím diferencí, což však podle Huška (1999)

způsobuje ztrátu informace o dlouhodobých vztazích mezi jednotlivými veličinami (v těchto případech se spíše používají modely, které počítají s nestacionárními časovými řadami). Použití diferencí znamená, že časová řada se o jedno období zkrátí (dojde ke ztrátě informace), jelikož se diferencí dosahuje odečtením hodnoty předchozí od hodnoty následující v časové řadě podle vzorce (5.7). Pro testování stacionarity byly použity jak původní cenové časové řady (CZV, CPV, SC), tak jejich první diference (dCZV, dCPV, dSC).

$$dCZV = CZV_n - CZV_{n-1} \quad (5.7)$$

V rámci analýzy cenové transmise nelze ignorovat povahu časových řad. Goodwin a Harper (2000) uvádí, že nezohlednění nestacionarity časových řad může vést k nesprávným či dokonce zavádějícím výsledkům. Povahu časových řad lze zjistit subjektivně zkoumáním grafu časové řady nebo zkoumáním autokorelační funkce. Mezi přesnější metody zjišťování stacionarity patří statistické testy pro zjištění řádu integrace, tzv. testy jednotkových kořenů. Proměnná obsahuje jednotkový kořen, je integrována I(1), pokud je nestacionární. Mezi nejznámější testy jednotkových kořenů patří ADF test (1979).

Nejčastěji používaným testem pro zjištění jednotkového kořene je (Augmented) Dickey-Fuller Unit Root test (1979). Vavra a Goodwin (2005) uvádí následující:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5.8)$$

kde: y_tendogenní proměnná

βparametr sklonu

y_{t-1}zpožděná hodnota endogenní proměnné (exogenní proměnná)

ε_treziduální (náhodná) složka

$t = 1, \dots, n$

pokud $\beta = 1$, model je charakteristický výskytem jednotkového kořene, tzn. časová řada je nestacionární. Pro stacionární časové řady musí platit $-1 < |\beta| < 1$.

Odečteme-li z každé strany rovnice (1) y_{t-1} , dostaneme:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5.9)$$

kde: Δ je první diference a $\delta = \beta - 1$. Testování hypotézy $\beta = 1$ je totožné s testováním hypotézy $\delta = 0$. Většina testů jednotkového kořene platí pouze za předpokladu, že náhodné složky testovaných modelů jsou sériově nezávislé¹⁰. Modely časových řad však většinou nesplňují tento předpoklad. Dickey a Fuller (1979) navrhli modifikace DF testů – rozšířené ADF testy. Vzali v úvahu tři odlišné závislosti, které mohou být použity pro testování přítomnosti jednotkového kořene a jejich testovací statistiky jsou známy jako:

- bez konstanty a trendu (no intercept) - τ
- s konstantou (intercept) – τ_μ
- s trendem (intercept and trend) - τ_τ

Všechny tři testy používají stejnou $H_0: \delta = 0$. Nulová hypotéza H_0 říká, že časové řady (data) jsou nestacionární, (integrovány řádu 1) - I(1) a je potvrzena, je-li vypočítaná hodnota testovacího kritéria větší než tabulková hodnota testovacího kritéria na příslušné hladině významnosti ADF testu. V opačném případě platí, že jsou časové řady stacionární (integrovány řádu 0) - I(0).

Pokud složka ε_t má větší autokorelaci než o jedno období, jednotkový kořen může být modifikován a pak testujeme ADF test (1979). Doplnkovým testem k ADF testu může být Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (1992), který má nulovou a alternativní hypotézu opačnou než ADF test. Nulová hypotéza u KPSS testu (1992) uvádí stacionaritu a alternativní nestacionaritu. Cípra (2008) uvádí test podobný ADF testu a to Phillips a Perron (1988) test, který zohlednění případných autokorelací reziduí uvažuje korekcí odhadnuté směrodatné odchylky původní DF statistiky.

V empirické části je použit test jednotkového kořene (A)DF / (Rozšířený) Dickey-Fuller test/ (1979) k určení stupně integrace cenové časové řady, I(d). ADF test je parametrický test, který je rozšířením Dickey-Fullerova testu (1979). DF-test je podle Cípra (2008) použitelný pouze v případě, že: „reziduální složka ε_t

¹⁰ Tento předpoklad uvádí také Hušek (1999).

představuje nezávislý bílý šum. Jestliže však závisle proměnná Δy_t obsahuje autokorelovanost, která není v modelu řádně zohledněna, pak DF-test vykazuje chybu prvního druhu, což znamená, že je zamítnuta nulová hypotéza, která ovšem platí.“

Pokud proměnná obsahuje jednotkový kořen neboli je I (1), v tomto případě se používá ADF test (1979) s nulovou hypotézou:

$$\Delta y_t = \alpha + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ pro } \psi = 0, \quad (5.10)$$

kde: y_t je diference endogenní proměnné, α je konstanta, $t = 1, \dots, n$, přičemž testová statistika a kritické hodnoty jsou pro testy stejné. Alternativní hypotéza je:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \psi y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ pro } \psi < 0, \quad (5.11)$$

kde $\psi = \varphi_1 - 1$. Testová statistika testuje t - poměr (testuje významnost regresního parametru ψ v modelu:

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})} \quad (5.12)$$

s kritickým oborem $DF \leq t_{1-\alpha}^*(n)$. Testová statistika ADF testu však nemá t – rozdělení jako u klasického t – poměru a kritické hodnoty jsou vyšší než pro t – rozdělení.

Stacionarita časových řad je v práci analyzována s využitím ADF (Augmented Dickey-Fuller) testu pro 2, 6 a 12 zpoždění, aby bylo zřejmé, zda reaguje časová řada na zpoždění 2 měsíců, půl roku nebo 1 roku, jelikož časové řady mají měsíční periodicitu.

Nulová hypotéza H_0 říká, že časové řady (data) jsou nestacionární, (integrovány řádu 1) - I(1). Nulová hypotéza je potvrzena, je-li vypočítaná hodnota testovacího kritéria větší než tabulková hodnota testovacího kritéria na příslušné hladině významnosti ADF testu. V opačném případě platí, že jsou časové řady stacionární (integrovány řádu 0) - I(0).

Ve výpočtu byly uvažovány hladiny významnosti $\alpha = 0,01$, $\alpha = 0,05$, $\alpha = 0,1$ pro pravděpodobnosti 99%, 95% a 90%. Pokud je u čísla uvedena *, **, ***, pak

je zamítnuta nulová hypotéza na příslušné hladině významnosti, tzn., že časová řada je **stacionární** a neobsahuje jednotkový kořen. Pokud **není** u čísla *, **, ***, pak je potvrzena nulová hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene a příslušná časová řada je **nestacionární** na uvedené hladině významnosti.

5.4.2 Testování stability parametru

V případě výskytu strukturálních změn či jakékoliv nelinearity vztahů mohou být výsledky standardních testů zavádějící (Goodwin, 2006). Dalším omezením jsou tedy strukturální změny (výkyvy v nabídce, poptávce na trhu, sumací na zahraničních trzích, vypuknutím onemocnění zvířat apod.), které v rámci dlouhodobého vývoje způsobují výkyvy v daném hodnotovém řetězci. V tomto případě používáme testy k detekci strukturálních změn jako např. Hansen (1992) test nebo Gregory a Hansen (1996) test, který je považován za doplňkový test k Hansen (1992) testu. Tyto testy se používají pro výskyt jednoho strukturálního šoku, pokud neznáme čas vypuknutí strukturální změny.

Od doby publikace výstupů Chow (1960) and Quandt (1960), zabývajících se strukturální změnou, výrazně vzrostl zájem dalších autorů o toto téma (viz Hansen (1992), Andrews (1993), Andrews and Ploberger (1994), Gregory a Hansen (1996), Bai and Perron (1998) a další. Moderní metody v současnosti zahrnují Threshold Estimation Methods /viz Hansen (2000) and Caner and Hansen (2001)/). Aplikované testy se liší ve své síle a použitelnosti v různých situacích.

Základní klasifikace používaných testů zahrnuje podle (Maddala and Kim /1998/):

- známý nebo neznámý okamžik bodu zlomu
- typ regresorů
- stupeň integrace $I(d)$
- počet bodů zlomu.

Hansen (1992) test je využit k testování výskytu strukturálního šoku, jelikož test zahrnuje případy, kdy je bod zlomu neznámý a regresory jsou integrovány řádu 1

I(1) jako opak k např. Chow (1960) testu. Nicméně Carrion-i-Silvestre a Sansó (2005) ukazují, že použití FMM (Fully Modified Method) vyúsťuje v testu s malým počtem konečných vlastností vzorku. V tomto případě je využit Gregory a Hansen (1996) test, jelikož může být považován za doplňkový test k Hansen testu (1992) testu. Gregory a Hansen (1996) test je založen na OLS metodách a testuje 3 různé režimy na rozdíl od Hansen (1992) testu.

Opodstatněnou otázkou však je, jaké množství strukturálních šoků lze předpokládat? Podle odpovědi na tuto otázku je třeba vybrat vhodný test k určení okamžiku výskytu strukturálního šoku.

Hansen (1992) a Gregory a Hansen (1996) testy jsou testy pro testování pouze jednoho strukturálního šoku. Nicméně se může vyskytnout v praxi případ, kdy dojde v jedné vertikále za delší časové období k vícenásobným strukturálním změnám. Kejriwal and Perron (2010) uvádí, že “jednoduchý test bodu zlomu může postrádat nemonotónní sílu, pokud alternativy zahrnují více než jeden zlom“. Bohužel výčet testů pro vícenásobné strukturální změny je omezen. Bai a Perron (1998) vyvinuli takový test pro vícenásobné strukturální změny, který je však založen na stacionárních časových řadách. I přes to, že testy jsou vyvíjeny ve stacionárním kontextu vyjma strukturálních změn v marginálním rozložení regresorů (viz Hansen, 2000), nejsou aplikovatelné pro nestacionární proměnné.

Dalším příkladem testů aplikovatelných v případě většího množství strukturálních šoků jsou Hansen (2003), Qu (2007), Kejriwal and Perron (2008) nebo v Bayesianském přístupu, např. Holbert (1982). Hansen (2003) představuje test pro mnohonásobné strukturální změny v kointegrovaném systému se známým bodem zlomu, což je slabou stránkou tohoto testu kvůli vysvětlování bodu zlomu (viz např. Perron 1989)). Qu (2007) předpokládá test kointegrace beze změn v kointegračním vektoru v neznámých časových intervalech. Kejriwal and Perron (2010) podnikli podobné zpracování jako Bai a Perron (1998), avšak v modelech s proměnnými integrovanými I(1), tak integrovanými I(2). Z uvedeného vyplývá, že tento test je použitelný pouze pro nestacionární časové řady a vícenásobné strukturální šoky.

Vzhledem k tomu, že předpokládáme, že existuje jediný signifikantní důvod pro výskyt strukturálního šoku v analyzovaných vztazích (tj. výrazný výkyv nabídky nebo poptávky, změny v situaci na zahraničních trzích, změna v prostředí trhu, či např. výskyt ptací, prasečí chřipky, BSE a dalších chorob ovlivňujících dané vertikály), je použita empirická část Hansen (1992) testu, která je doplněna Gregory a Hansen (1996) testem k určení stability celého systému na základě 3 režimů, které testuje. Testy počítají s potencionálními globálními extrémy, které by mohly způsobit strukturální zlom a následně jsou konfrontovány s informacemi o skutečném vývoji v rámci vertikály.

Hansen (1992) test

Pro testování stability parametru byl vybrán Hansen (1992) test, který navrhuje tři testy v rámci analýzy – **SupF**, **MeanF** a **Lc** – pro testování nestability parametru v ekonometrických modelech v kointegračním vztahu. Testové statistiky mohou být podle Hansen (1992) odvozeny jako Lagrange mnohonásobné testy se správně specifikovanými pravděpodobnostními problémy. Jednotlivé testy jsou popsány v souvislosti s plně modifikovanými odhady kointegračních regresních modelů. Hansen (1992) vychází ze vztahu poměrně standardního vícenásobného regresního modelu

$$y_t = Ax_t + u_t, \quad (5.13)$$

kde: y_tzávisle proměnná,

$t = 1, \dots, n$,

Aje konstanta

x_tnezávisle proměnná

u_tnáhodná složka

kde proces $x_t = (x'_{1t} x'_{2t})$ je určen rovnicemi a definován vektory v analýze Hansen (1992). Hansen (1992) upravil rovnici (5.13) zahrnul případné parametry nestability s tím, že A je závislé na čase t

$$y_t = A_t x_t + u_t, \quad (5.14)$$

Pro všechny uvedené testy je nulová hypotéza $H_0: A_t = \text{const.}$, přestože testy se liší v jejich síle alternativní hypotézy. První dva testy modelují A_t za přítomnosti jednoho strukturálního šoku v čase t , kde $1 < t < n$: $A_i = A_1, i \leq t, A_i = A_2, i > t$.

Nulová hypotéza je

$$H_0: A_1 = A_2. \quad (5.15)$$

Pro první test je výskyt strukturálního šoku je známý, tedy alternativní hypotéza $H_1: A_1 \neq A_2$, čas t je známý. Pro druhý test výskyt strukturálního šoku je považován za neznámou skutečnost

$$H_2: A_1 \neq A_2, \text{ kde } [t/n] \in \tau, \quad (5.16)$$

kde τ je ucelená podmnožina $(0,1)$ a $[\bullet]$ označuje "celou část". Testovací statistika je:

$$\text{Sup } F = \sup_{[t/n] \in \tau} F_{nt}. \quad (5.17)$$

Další testy modelují parametr A_t jako okrajové procesy:

$$A_t = A_{t-1} + \varepsilon_t; E(\varepsilon_t | \tau_{t-1}) = 0, E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \delta^2 G_t. \quad (5.18)$$

Může stanovit nulovou hypotézu jako omezení, že rozptyl okrajových diferencí je 0:

$$H_0: \delta^2 = 0. \quad (5.19)$$

Jedna z alternativních hypotéz je:

$$H_3: \delta^2 > 0, G_t = (\Omega_{1.2} \times V_{nt})^{-1}, \quad (5.20)$$

$t/n \in \tau$, s testovou statistikou

$$\text{Mean } F = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in \tau} F_{nt}, \text{ kde } n^* = \sum_{t/n \in \tau} 1. \quad (5.21)$$

Poslední hypotéza:

$$H_4: \delta^2 > 0, G_t = (\Omega_{1.2} \times M_{nn})^{-1}, \quad (5.22)$$

s testovou statistikou

$$L_c = tr \{M_{nn}^{-1} S_t \Omega_{1,2}^{-1} S_t'\}. \quad (5.23)$$

F_{nt} test (fixované t) je výpočetně jednoduchý, odpovídá klasickému Chow (1960) testu. Všechny testy používají stejnou nulovou hypotézou – tj. předpoklad stability parametru – ale liší se v jejich volbě alternativní hypotézy. Vzhledem k tomu, že testy testují různými směry a mají více síly proti některým alternativám, než další testy, mohou se vzájemně vylučovat. Zatímco SupF test má sílu určit, zda došlo k okamžitému posunu v režimu, MeanF a L_c testy jsou vhodné k testování jednoduché stability vztahů popisovaných modelem. Navíc L_c test je test nulové kointegrace proti alternativní hypotéze neexistující kointegrace. Sup F test je v tomto případě také využit zejména z důvodu testu kointegrace, jelikož umí uvést výskyt šoku. Vzhledem k tomu, že testy jsou založeny na Phillips a Hansen (1990) plně modifikovaném odhadu, odhady kointegračních vektorů jsou asymptoticky účinné. Kritické hodnoty testových statistik Hansen (1992) testu jsou uvedeny v Příloze 1.

Gregory a Hansen test (1996)

Gregory a Hansen (1996) navrhuje rozšíření ADF, Z_t a $Z\alpha$ testů (značíme rozšířené verze těchto testů - ADF*, Z_t^* a $Z\alpha^*$) pro kointegraci s posunem v režimech buď částečný, nebo celý koeficient vektoru. Testy testují nulovou hypotézu, kde neexistuje kointegrace proti alternativní hypotéze, že kointegrace existuje za přítomnosti možného posunu v režimech, v případě neznámého času bodu zlomu.

Tři formy strukturální změny jsou charakterizovány Gregory a Hansen (1996):

Level shift model – C

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5.24)$$

Level shift model s trendem - C / T

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5.25)$$

Regim shift model - C / S

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{1t} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{1t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5.26)$$

kde y_{1t} je skutečná hodnota a y_{2t} je m -rozměrný vektor $I(1)$ proměnných a je integrovaný $I(0)$. Parametry μ a α popisují m -rozměrnou rovinu, směrem ke které vektor procesu $y_t = (y_{1t}, y_{2t})$ konverguje v průběhu času.

Dummy proměnná je definována jako:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau], \\ 1 & \text{if } t > [n\tau], \end{cases} \quad (5.27)$$

kde $\tau \in (0,1)$ je neznámý parametr, který označuje (relativní) načasování bodu zlomu a závorky značí celočíselnou část. Jednotlivé režimy představují následující:

- **C** - představuje úroveň posunu pouze ve vzájemném kointegračním vztahu subjekt tržního rozpětí na prvním nebo druhém stupni hodnotového řetězce výrobní vertikály
- **C/T** představuje úroveň posunu ve vzájemném kointegračním vztahu s trendem
- **C/S** umožňuje také posun režimu ve vzájemném kointegračním vztahu s trendem při současném posunu vektoru sklonu.

Model posunu v režimech umožňuje, aby se rovnovážný vztah otáčel, jakož i posouval paralelně (viz Gregory a Hansen, 1996). Lze konstatovat, že strukturální změna je zachycena jak změnou konstanty μ , tak také/ a nebo změnou sklonu α . Testové statistiky jsou pro každý bod zlomu počítány v intervalu ($[0,05n]$, $[0,95n]$) použitím OLS. Následně je využita nejmenší hodnota testové statistiky ke zkoumání nulové hypotézy. Kritické hodnoty Gregory a Hansen (1996) testu jsou uvedeny v Příloze 2.

5.4.3 Kointegrace

Podle Cibra (2008) se kointegrací rozumí společný stochastický trend jednotlivých časových řad, který lze vhodným zkombinováním jednotlivých řad zcela eliminovat. Jedná se o to, že jednotlivé časové řady jsou nestacionární, ale jejich společný pohyb v čase dlouhodobě konverguje v důsledku různých tržních sil k určitému

rovnovážnému stavu. V tomto případě musí platit, že existuje lineární kombinace takových časových řad, která je stacionární $I(0)$. V případě, že model obsahuje nestacionární proměnné a proměnné nejsou kointegrované je nevhodný, jelikož se v tomto případě jedná o zdánlivou regresi. Podle Vavra a Goodwin (2005) kointegrace je velmi silný přístup, který umožňuje zachytit rovnovážný vztah dokonce i mezi nestacionárními časovými řadami (pokud takový vztah existuje) v rámci stacionárního modelu.¹¹

Podle Greena (2008) existují dva obsáhlé přístupy k testování kointegrace v rámci časových řad a to Engle a Granger (1987) a Johansen (1988, 1991), Stock a Watson (1988). V rámci této disertační práce byl použit přístup **Engle a Granger (1987)**¹². Autoři vyvinuli kointegrační test založený na testu stacionarity reziduí, který se skládá z odhadu kointegrační regrese pomocí OLS a použití testu jednotkového kořene. Testuje nulovou hypotézu, která říká, že proměnné kointegrované nejsou.

- u_t charakter bílého šumu - $I(0)$ – proměnné jsou kointegrované
- u_t je stacionární a autokorelovaná – $I(0)$ – proměnné jsou kointegrované
- u_t je typu $I(1)$ – proměnné nejsou kointegrované

Vztah mezi kointegrací a modely korekcí chyby byl poprvé navržen v Granger (1981)¹³ a Engle a Granger (1987) ho rozšířili a využili k odhadové strategii,

¹¹ Vavra a Goodwin (2005) doplňují, že kointegrace předpokládá, že obzvláště ceny se pohybují velmi blízko sebe a společně v dlouhodobém horizontu, přestože se v krátkém období mohou vyvíjet odděleně. Kointegrační analýza je založena na odhadu dlouhodobého ekonomického vztahu v rámci nestacionárních, integrovaných proměnných.

¹² Profesor C. W. J. Granger získal Nobelovu cenu za metody analýzy ekonomických časových řad se společnými trendy a jeho kolega profesor Robert F. Engle se zaměřil na studium výkyvů v časových řadách a Nobelovu cenu získal za metody analýzy ekonomických časových řad s časově proměnlivou volatilitou.

¹³ Granger navrhl předpoklady a metody, které kombinují krátkodobé i dlouhodobé perspektivy. Podstatou je objev, že specifická kombinace dvou (nebo více) nestacionárních řad může být stacionární. Granger je autorem pojmu *kointegrace* pro stacionární kombinaci nestacionárních proměnných a dokázal, že vzájemná dynamičnost mezi kointegrovanými proměnnými může být

testování a k empirickým analýzám. Přístup Engle a Granger (1987) je založen zejména na Granger (1983), který spojuje autoregresi a modely korekce chyby pro kointegrované systémy. Vektorová autoregrese v diferencovaných proměnných je nekompatibilní modelem korekce chyby. Pro odhad takovýchto modelů je navržena asymptoticky eficientní dvoustupňová metoda pro odhad parametrů modelu korekce chyb Engle a Granger (1987).

Koncept kointegrace však musí být založen na statistickém testování hypotéz a odhadech. Testování kointegrace v tomto přístupu kombinuje problematiku testů jednotkového kořene a testů s parametry neidentifikovanými v nule a je zde prezentován test hypotézy, že řada nestacionárních proměnných není kointegrována. Kritické hodnoty vypočítaných statistik jsou založeny na Monte Carlo simulaci.

Dvoustupňový odhad je prováděn v prvním kroku odhadem parametrů kointegračního vektoru a ve druhém kroku je využit model korekce chyby. Oba kroky jsou založeny na běžné metodě nejmenších čtverců a výsledky jsou konzistentní pro všechny parametry. Tento proces je mnohem vhodnější, jelikož dynamika nemusí být uvedena, dokud nebude odhadnuta struktura modelu korekce chyby.

5.4.4 Odhad parametrů modelu

Odhad parametrů modelu tržního rozpětí je prováděn metodou odhadu standardního lineárně regresního modelu – metodou nejmenších čtverců a to nejprve bez zohlednění strukturální změny a následně se zahrnutím dummy proměnné, která odpovídá okamžiku zjištění výskytu strukturální změny Hansen (1992) a Gregory a Hansen (1996) testy.

vyjádřena v tzv. *modelu korekce chyby* (error-correction model). Granger se věnoval kointegrační analýze (např. u řad se sezónními rozděleními, nebo prahovou kointegraci). Engleho přínos lze spatřit zejména v pohledu na časově proměnlivou volatilitu časových řad, kdy se zabýval zejména snížením rizik na finančních trzích při nepravidelných fluktuacích pomocí statistického testování a analýz. Engle, předpokládal, že rozpětí náhodné chyby po určitou dobu systematicky závisí na předtím zjištěných náhodných chybách tak, že velké (malé) chyby mají tendenci být následovány velkou (malou) chybou.

Podle Huška (1999) je vícenásobná regresní analýza nástrojem, který umožňuje kvantifikovat parametry ekonometrického modelu v podmínkách, kdy statistická data nelze získat na základě řízeného experimentu. Lineární regresní model za předpokladu stochastické lineární závislosti mezi endogenní proměnnou Y a k exogenním proměnným X_1, \dots, X_k . Lze charakterizovat takto:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u_t, \quad (5.28)$$

kde Y je endogenní proměnná (vysvětlovaná)

β_k je regresní koeficient, parametr sklonu, ($k = 1, \dots, n$)

X_1 zvláštní proměnná nabývající vždy hodnot 1, tzn., že z parametru β_1 je tzv. absolutní člen neboli úroňová konstanta

X_k exogenní proměnná (vysvětlující), ($k = 2, \dots, n$)

u_t je náhodná složka

Lineární regresní model musí splňovat podle Huška (1999) následující předpoklady:

- 1) $E(u_t) = 0$ – náhodné složky mají ve všech výběrech identické rozdělení a nulovou střední hodnotu
- 2) $E(u_t u_s) = \sigma^2 I_n$ – předpoklad homoskedasticity a sériové nezávislosti, rozptyl náhodné složky je konečný a konstantní
- 3) $E(X^T u) = 0$ – nevyskytuje se autokorelace, pouze autokorelace reziduí, tzn., že při opakovaných výběrech by pozorování vysvětlujících proměnných nabývala fixních hodnot, takže jediným zdrojem měnící se variability y v různých výběrech je pouze pro měnlivost náhodných složek
- 4) $h(X) = k$ – matice X neobsahuje žádné perfektně lineárně závislé sloupce vysvětlujících proměnných – matice X má plnou hodnost

Vlastnosti odhadu by měly být nestrannost, konzistence, vydatnost (eficience), asymptotické vlastnosti odhadu a normální rozdělení náhodné složky. Jsou-li splněny

výše uvedené klasické předpoklady, lze odhadnout vektor neznámých regresních koeficientů i stochastické parametry rozdělení náhodných složek v lineárním regresním modelu metodou řádných nebo klasických nejmenších čtverců (Hušek, 1999). Tato metoda byla využita v disertační práci k odhadu parametrů modelu a její výhodou je jednoduchý způsob odhadu a optimální vlastnosti získaných odhadů.

Postup odhadu metody nejmenších čtverců je převzat od Huška (1999):

$$Y = X \beta + u, \quad (5.29)$$

kde ysloupcový vektor n pozorování hodnot endogenní proměnné

X matice $n \times k$ pozorování hodnot vysvětlujících proměnných

usloupcový vektor n hodnot nepozorovatelné náhodné složky

βsloupcový vektor k neznámých parametrů,

přičemž $n - k =$ počet stupňů volnosti, platí $n > k$.

Omezíme-li se na lineární transformace y , pak pro bodovou lineární odhadovou funkci nebo statistiku můžeme psát:

$$b = A y, \quad (5.30)$$

přičemž b je sloupcový vektor odhadů β a A je matice typu $k \times n$. Pro bodovou odhadovou funkci b platí:

$$y = b X + e, \quad (5.31)$$

kde e je vektor n reziduí $(y - X b)$, protože kritériem volby odhadové funkce β při použití metody nejmenších čtverců je dosažení minima součtu čtverců reziduí, tzn., minimalizuje se kvadratická forma a stanoví první parciální derivace této soustavy podle b a výsledek je položen roven 0. Řešením tohoto lze dospět k tzv. normálním rovnicím nejmenších čtverců:

$$X'X b = X'y \quad (5.32)$$

Takže při existenci $(X'X)^{-1}$ dostaneme bodovou odhadovou funkci b , minimalizující součet reziduí ve tvaru

$$b = (X'X)^{-1} X'y \quad (5.33)$$

Vzhledem k výrazu (5.30) je zřejmé, že lineární funkcí vektoru y je v případě odhadové funkce metodou nejmenších čtverců matice konstant $A=(X'X)^{-1}X'$.

6 Výsledky a diskuse

6.1 Deskriptivní analýza vybraných výrobních vertikál

Výrobní vertikály zahrnuté do analýzy změny tržní struktury byly vybrány díky vysokému podílu základní suroviny na výsledném produktu určeném spotřebiteli. Vertikály byly v disertační práci důkladně analyzovány z hlediska cenových přenosů mezi jednotlivými články. Byly vybrány vertikály živočišného i rostlinného charakteru. Vertikála mléka byla autorkou částečně analyzována v rámci projektu IGA PEF ČZU v Praze, stejně tak vertikála drůbežího masa¹⁴. Vertikály hovězího, vepřového masa a pšenice byly vybrány pro provedení ucelené analýzy nejvýznamnějších komodit zemědělské výroby. Některé výsledky provedených analýz jsou uvedeny v rámci stručného hodnocení situace na trhu s danou komoditou v ČR a ve světě.

Nyní v roce 2013 dobíhá programovací období SZP, jehož hlavním cílem bylo zvýšení konkurenceschopnosti evropského zemědělství postupným odbouráváním intervenčních zásahů, rozvoj tržně orientovaného zemědělství, podpora a rozvoj venkovského prostoru a zejména zlepšení kvality a bezpečnosti potravin, welfare a rozvoji ochrany životního prostředí.

6.1.1 Pšenice a pekařské výrobky

Zástupcem rostlinné výroby byla vybrána jedna z vertikál obilovin – vertikála potravinářské pšenice. Odvětví obilovin patří svým významným zastoupením plodin¹⁵ na orné půdě (více než 50 %) k velmi důležitým odvětvím národního

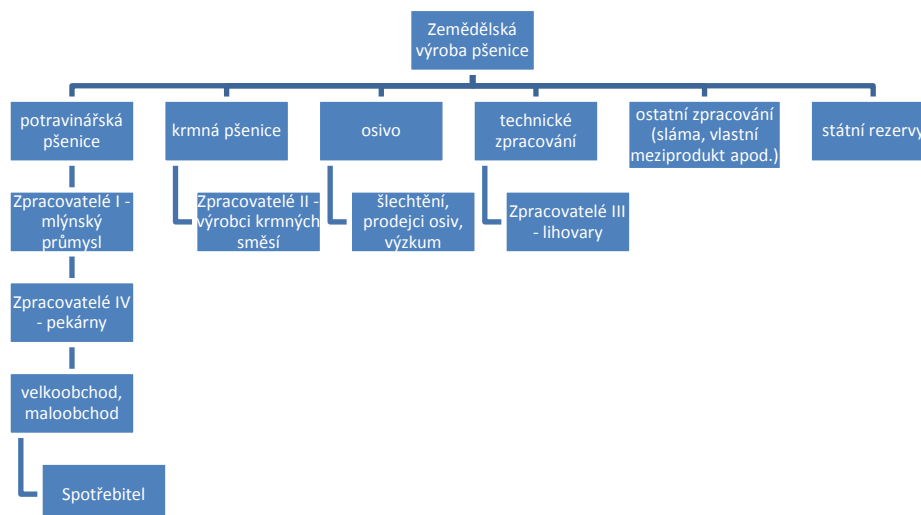
14 IGA PEF ČZU V PRAZE – interní grant České zemědělské univerzity v Praze – rok 2009 - Aplikace teorie her v analýze chování subjektů na trhu s mlékem, registrační číslo 200911110026 a pro rok 2010 dvouletý projekt Analýza cenové transmise a tržní struktury ve výrobní vertikále kuřecího masa, registrační číslo 201011110032.

¹⁵ Dle údajů Souhrnného zemědělského účtu (v průměru za období 2009-2011) jsou obiloviny řazeny na 1. místo podle podílu na celkové zemědělské produkci.

hospodářství, a to zejména díky využití k přímé obživě obyvatelstva, ale také jako krmivo hospodářských zvířat. Stále se zvyšující význam má také technické využití. Obiloviny všeobecně jsou významnou komoditou pro potravinové rezervy. Mají relativní výbornou skladovatelnost a představují významnou komoditu světového agrárního obchodu. Mezi největší světové producenty pšenice patří USA a Čína, v rámci EU se do čela řadí Francie, Polsko a Německo.

Hodnotový řetězec vertikály pšenice zobrazuje následující Schéma 4. Na trhu zemědělských výrobců dochází k posklizňovým úpravám pro zajištění možné dlouhodobé skladovatelnosti a pro splnění komoditních uzancí. Zrno se čistí a suší na požadovanou vlhkost, aby se zamezilo výskytu plísní a jiných poruch. Takto ošetřená zrna již mohou být dlouhodobě uskladněna v silech nebo skladech. Komodita pšenice je obchodována na plodinových burzách. Vertikála pšenice je co do počtu článku hodnotového řetězce obsáhlejší, než je tomu u komodit živočišné výroby.

Schéma 4: Zjednodušený hodnotový řetězec potravinářské pšenice¹⁶



Zdroj: vlastní zpracování

¹⁶ Schéma je zjednodušené, přizpůsobené pro účely této disertační práce. V hodnotovém řetězci nejsou zahrnuty veškeré články působící v rámci této vertikály, jako např. poradenské služby, plodinové burzy, odbytové organizace apod., a také dokončení ke konečnému spotřebiteli je pouze u potravinářského užití pšenice, jiné nepotravinářské užití nebylo dále analyzováno, a proto není hlouběji rozvedeno.

Zpracování obilovin na výsledný produkt – mouku probíhá v mlýnském průmyslu. Proces mletí začíná čištěním zrna, pokračuje loupáním, rozšrotování na krupice, krupičky, šrotové mouky a nerozdrcené zbytky zrna, dále probíhá luštění krupic a krupiček a jejich závěrečné vymílání. V ČR se pro potravinářské účely zpracovávají všechny druhy obilovin, největší objem má však mletí pšenice na mouku (dle údajů ČSÚ).

V Tabulce 1 je uvedena produkční plocha, sklizeň a hektarový výnos¹⁷ obilovin celkem, pšenice celkem a jednotlivých druhů pšenice za roky 1995 – 2010 (pro porovnání také rok 1989). Sklizeň je uváděna z výměr produkční plochy, která vychází z výměry zjištěné soupisem ploch osevů k 31. 5. běžného zemědělského roku. Výše výnosu je v rostlinné výrobě ovlivněna zejména způsobem hospodaření, genetickým potenciálem odrůd (šlechtěním) a skladbou odrůd, osevním postupem, dodržováním pěstitelských technologií. Všechny tyto faktory ovlivňující výši výnosu lze ovlivnit, avšak klimatické podmínky, počasí a typ půdy ovlivnit nelze, lze pouze zmírnit jejich dopady. Kvalitu produkce (výnosu) ovlivňuje zejména rajonizace, poloha pozemku, délka vegetační doby, doba a způsob sklizně, posklizňová úprava a další faktory.

Tabulka 1: Produkční plocha, sklizeň a hektarový výnos pšenice

	MJ	1989	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
obiloviny celkem																		
plocha	tis ha	1670	1581	1586,5	1696,3	1680,8	1586,6	1650,1	1623,6	1562,1	1459,7	1609,4	1611,5	1532	1579,8	1558,6	1541,7	1462,8
sklizeň	tis t	7830,2	6601,7	6667,1	7026,3	6678,8	6908,8	6452,3	7337,6	6770,9	5762,4	8783,8	7659,9	6386,1	7152,9	8369,5	7832	6877,6
výnos	t/ha	4,69	4,197	4,2	4,14	3,97	4,35	3,91	4,52	4,33	3,95	5,46	4,75	4,17	4,53	5,37	5,08	4,7
pšenice celkem																		
plocha	tis ha	828,4	830,8	798,6	825,5	912,3	867,1	970435	923236	848830	648390	863161	820436	781520	810987	802325	831300	833577
sklizeň	tis t	4089,7	3822,8	3640,3	3844,7	4028,3	4028,3	4084,1	4476,1	3866,5	2637,9	5042,5	4145,1	3506,3	3939	4631,5	4358,1	4161,6
výnos	t/ha	4,94	4,6	4,67	4,41	4,21	4,65	4,21	4,56	4,07	5,84	5,05	4,49	4,86	5,77	5,24	4,99	5,69

Zdroj: ČSÚ

Základní ekonomické ukazatele - bilance výroby a spotřeby pšenice za analyzované roky 1995 – 2010 jsou zachyceny v Tabulce 2. Pro úplnost byl do přehledu přidán rok 1989/1990¹⁸, jako určitá srovnávací základna. Z celkové produkce obilovin zaujímá první místo pšenice s 50 % podílem na veškerých pěstovaných obilovinách v ČR a zastoupení pšenice na orné půdě v ČR kolísá kolem 25 %.

¹⁷ Hektarový výnos je poměr sklizně a produkční plochy.

¹⁸ Hospodářský rok u komodit rostlinného původu začíná 1. 10. a končí 30. 9. následujícího roku.

U produkce obilovin se obecně s rostoucí nadmořskou výškou zhoršuje kvalita využití produkce pro potravinářské účely. Dle údajů ČSÚ se z celkového množství produkce pšenice zhruba ½ spotřebuje jako krmivo pro zvířata, ¼ na potravinářské účely a ¼ na průmyslové využití a osivo. Potravinářská pšenice se nejvíce využívá na výrobu mouky. Zvyšující se podíl zaujímá mouka cereální (vzhledem k oblíbenosti a rostoucímu zájmu o zdravou výživu). Vedlejším produktem zpracování pšenice jsou otruby, mláto a lihovarské výpalky, které lze využít jako přísadu do krmných směsí, kam se přidávají k zrně krmné pšenice. Dále se pšenice užívá na výrobu nativního škrobu, potravinářského lihu a dále také pro nepotravinářské účely na výrobu průmyslového lihu (bioethanolu).

Tabulka 2: Bilance výroby a spotřeby pšenice a její ekonomika

Ukazatel	MJ	1989/1990	1995/1996	1996/1997	1997/1998	1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	2002/2003	2003/2004	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009	2009/2010	2010/2011	Průměr ⁵⁾
Bilance																			
Produkční plocha	tis. ha	828,40	830,80	798,60	825,50	912,30	867,10	970,40	923,20	848,80	648,40	563,20	820,40	781,50	811,00	802,30	831,30	833,60	816,78
Hektarový výnos	t/ha	4,94	4,60	4,67	4,41	4,21	4,65	4,21	4,85	4,56	4,07	5,84	5,05	4,49	4,86	5,77	5,24	4,99	4,78
Produkce	tis. t	4089,70	3822,80	3640,30	3844,70	4028,30	4028,30	4084,10	4476,10	3866,50	2637,60	5042,50	4145,00	3506,30	3938,90	4631,50	4358,10	4161,60	4013,29
Počáteční zásoba	tis. t	570,00	1094,90	444,30	689,20	845,10	826,10	667,80	772,80	1374,30	900,70	552,90	981,60	713,30	549,40	701,30	783,20	924,00	801,31
Dovoz	tis. t	4,40	15,30	195,80	49,20	100,00	19,70	7,50	5,00	13,40	2,60	32,30	23,90	64,30	30,60	44,70	32,30	23,50	41,26
Celková nabídka	tis. t	4664,10	5007,80	4367,30	4378,70	4789,80	4874,10	4759,40	5253,90	5254,20	3838,60	5627,70	5150,50	4283,90	4518,90	5377,50	5173,60	5109,10	4860,31
Domácí spotřeba ²⁾	tis. t	4117,20	3298,10	3675,00	3450,70	3556,30	3369,90	3661,00	3781,00	3598,00	3140,00	3245,00	3104,40	2967,50	2918,00	2967,00	2850,00	3005,00	3286,68
v tom - potraviny	tis. t	1194,50	1150,00	1215,00	1230,00	1300,00	1170,00	1220,00	1245,00	1240,00	1050,00	1150,00	1200,00	1150,00	1210,00	1200,00	1250,00	1285,00	1204,06
ostia	tis. t	229,60	186,00	183,00	194,00	185,30	198,90	200,00	195,00	200,00	189,00	185,00	190,00	175,00	188,00	192,00	185,00	195,00	190,08
krmiva	tis. t	2093,10	1962,10	2242,00	2026,70	2050,00	2000,00	2240,00	2370,00	2380,00	1552,50	1900,00	1700,00	1632,00	1500,00	1450,00	1285,00	1370,00	1853,77
technické užití	tis. t	x	x	x	x	x	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	10,00	14,40	10,50	20,00	125,00	30,00	155,00	39,16
Vývoz	tis. t	312,00	371,20	802,80	31,00	82,90	836,40	325,60	350,00	755,50	195,80	780,00	1277,60	767,00	899,60	1595,33	1338,30	1180,30	724,33
Celkové užití	tis. t	4148,40	4719,00	3678,10	3533,60	4056,30	4206,30	3986,60	4131,00	4353,50	2988,30	4646,10	437,20	3734,50	3817,60	4594,30	4249,60	4124,00	3828,50
Konečná zásoba	tis. t	315,70	444,30	689,20	845,10	826,10	667,80	660,90	1122,90	900,70	552,90	981,60	713,30	549,40	701,30	783,20	924,00	985,10	771,74
Ekonomika																			
Průměrné náklady na jednotku ³⁾	Kč/t	x	x	x	x	x	x	2419,00	2458,00	2716,00	2948,41	2189,32	2601,34	2970,06	3039,64	2725,79	3034,61	3076,23	2743,49
CZV pšenice potravinářské	Kč/t	x	2780,00	3980,00	4331,00	3973,00	3269,00	3475,00	3878,00	3362,00	3427,00	3738,00	2749,00	3150,00	4578,00	5106,00	2889,00	3392,00	3629,81
CZV pšenice krmné	Kč/t	x	2305,00	3250,00	3725,00	3166,00	2528,00	2886,00	3339,00	2751,00	2829,00	3249,00	2336,00	2548,00	3851,00	4498,00	2603,00	2957,00	3051,31

1) odhad s výjimkou sklízene

2) domácí spotřeba - ve všech uvedených letech. Materiály ÚZEI a Mze

3) intervenční nákup je zahrnut do celkové poptávky, není uveden v konečných zásobách

4) náklady podle výrobního šetření ÚZEI - podniky právnických osob - pšenice ozimá

5) průměr za období 1995-2010

Zdroj: ČSÚ, Mze, SZIF, ÚZEI, vlastní výpočty

Produkční plocha pšenice se za období zkoumaných 15 let téměř nezměnila, pohybuje se okolo 830 tisíc ha (průměrně za sledované období 816 tisíc ha). Hektarový výnos pšenice je poměrně stabilní, za zkoumané období byl průměrný hektarový výnos pšenice 4,78 t/ha. Stabilita sklizně v ČR je dána zejména použitím výnosově stabilnějších ozimých obilovin a velkou rozmanitostí stanovišť, na kterých se obiloviny v ČR pěstují.

Faktory ovlivňující náklady na výrobu komodity rostlinného původu jsou závislé na druhu plodiny, použité technologii, možnostech použití úsporných variant, způsobem hospodaření (extenzivní x intenzivní) a také systémem sledování nákladů v podniku a rozvrhování nepřímých nákladů k jednotlivým odvětvím. Všechny tyto faktory

výrazně ovlivňují ekonomiku výroby, potažmo náklady na jednotku produkce. Celková průměrná výše produkce se za sledované období pohybuje na úrovni 4 mil. tun s mírnými výkyvy a postupem let převýšila výrazně domácí spotřebu. Tento trend je patrný i na trzích EU.

Spolu s produkcí je dalším určujícím faktorem nabídky na trhu velikost zásob. Stav zásob potravinářské pšenice v ČR ve sledovaném období kolísá, průměrná výše je 801 tis. tun. V EU na začátku 90. let existovaly obrovské zásoby pšenice, pro něž nebylo známé odbytiště a EU tak subvencovala vývoz. Překážkou však byla vyšší cena na trhu EU než na světovém trhu. Optimální výše zásob podle Ministerstva zemědělství by měla činit kolem 750 tis. tun, přičemž tato hodnota již zahrnuje státní hmotné rezervy (průměr dosahuje ČR optimální výše zásob).

K produkci a zásobám dále patří také dovoz, který doplňuje celkové nabízené množství pšenice na trhu. Průměrná hodnota se pohybuje okolo 40 tis tun pšenice, přičemž v roce 1996/1997 byla jeho hodnota oproti průměru téměř 5ti násobná. Za sledované období dosahuje průměrná celková nabídka na trhu s potravinářskou pšenicí daná celkovou produkcí, zásobami a dovozem úrovně 4 860 tis. tun a nejvyšší hodnoty dosahovala v roce 2004/2005, kdy činila celková nabídka 5 627,7 tis. tun.

Poptávku na trhu s potravinářskou pšenicí tvoří zpracovatelský průmysl, který je tvořen mlýnským a krmivářským průmyslem, využitím na osivo a průmyslové užití. Spotřeba pšenice se celkem pohybuje kolem 3290 tis. tun.

Využití pšenice na potravinářské účely je více méně v čase stabilní, i přes to, že spotřeba chleba v průběhu let klesá. Pokles spotřeby chleba je kompenzován růstem pšeničného pečiva (zejména celozrnného). Průměrná hodnota se pohybuje kolem 1 197 tis. tun pšenice zpracované na výrobu potravin. Pro nákupy pšenice pro potravinářské a krmivářské účely byla stanovena komoditní uzance (jiná pro krmnou a jiná pro potravinářskou pšenicí), která se dodržuje při obchodování na plodinové burze¹⁹. Jakost pšenice je stanovena různými kritérii, jako jsou vlhkost, příměsi a nečistoty, obsah dusíkatých látek v sušině atd. Jiné hodnoty jsou stanoveny

¹⁹ Plodinová burza (viz kapitola 4. 3. – Hodnotový řetězec výrobní vertikály)

pro potravinářskou pšenici (pekárenskou a pečivářskou) a jiné pro krmnou pšenici. Systém oceňování pak podle jednotlivých kritérií přiřazuje srážky a přírážky z dohodnuté ceny na burze.

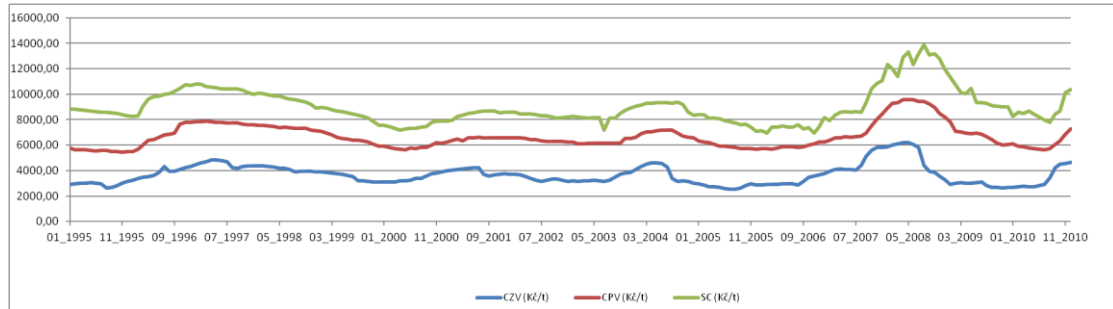
U krmného užití pšenice docházelo ve sledovaném období k poklesu spotřeby, který byl způsoben především poklesem stavu hospodářských zvířat. Největší spotřeba krmných směsí je stabilně u podniků provozujících chov prasat a drůbeže. V krmivářském průmyslu v současnosti dochází postupně k vertikální integraci podniků působících v oblasti skladování a výroby směsí spolu s podniky zabývajícími se výkrmem jatečné drůbeže. Spotřeba pšenice jako krmivo dosahovala průměrně úrovně 1 811 tis. tun.

Množství pšenice spotřebované jako osivo pro produkci v dalších letech je téměř stabilní, což odpovídá velmi málo proměnlivé produkční ploše (osevní). Průměrně je jako osivo spotřebováno 188 tis tun pšenice. Pšenice se dále také zpracovává na bioethanol, jehož produkce je podporována Ministerstvem zemědělství a během posledních deseti let docházelo k výraznému nárůstu spotřeby pšenice právě na zpracování bioethanolu. V marketingovém roce 2010/2011 se množství technicky zpracované pšenice pohybovalo na úrovni 155 tis. tun, což představuje více než desetinásobek hodnoty v roce 2004/2005.

Cenový vývoj pšenice, který je podstatný pro analýzu této vertikály v jednotlivých letech, kolísá (viz Graf 1) a je dán situací na domácím trhu (vztahem nabídky a poptávky a zejména jejich determinanty), výší zásob (domácích i světových) a v neposlední řadě také situací na zahraničních trzích. Z Grafu 1 je zřejmé, že ceny na jednotlivých stupních vertikály se vyvíjejí v čase analogicky, s posunem odpovídajícím jednotlivým stupňům výrobní vertikály, tzn. extrémy a vývoj jsou identické pro CZV a CPV, SC se mírně v některých obdobích vychyluje. Maxima a minima cenové časové řady způsobují faktory, či faktor působící na konkrétní cenu analyzované vertikály, např. náklady na produkci, úroveň nabídky a poptávky, ceny na světových trzích atd. Maximum CZV a CPV dosahují hodnoty cen shodně v květnu 2008, SC pak v srpnu 2008. Minimální CZV byla v červenci 2005, CPV v dubnu 1995 a nejnižší úrovně dosahovala spotřebitelská cena v listopadu 2006. Za analyzované roky dosahuje průměrná CZV hodnoty

3669,18 tis Kč, průměrná CPV 6657,59 a průměrná SC 8991,56 tis Kč. Od konce roku 2007 je patrný růst cenové hladiny na všech stupních vertikály.

Graf 1: Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny potravinářské pšenice



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Do roku 2003 prováděl regulaci na trhu s potravinářskou pšenicí stát prostřednictvím SFTR, který prováděl termínované zálohové nákupy (podle kvalitativních požadavků a garantované ceny). Vstupem do Evropské unie je ČR povinna řídit se zásadami společné organizace trhu, která je také nástrojem pro regulaci trhu. Vývoj na trhu s pšenicí uvádí výskyt přebytků, které byly způsobeny uvedeným poklesem hospodářských zvířat a tedy snížením spotřeby krmné pšenice. Zahraniční obchod uplatňuje jednotné zásady v rámci podpory exportu a přístupu na trh v podobě preferenčních ujednání. Pro dovozy platí jednotný celní sazebník EU a zahraniční obchod s obilovinami podléhá vývozním licencím.

Období po vstupu ČR do EU lze charakterizovat růstem produkce a hektarových výnosů obilovin, doprovázené poklesem domácí spotřeby a přebytky produkce, které bylo nutno vyvážet. Došlo k výraznému zvýšení vývozu obilovin. V průměru po vstupu do EU vzrostl vývoz trojnásobně. Míra soběstačnosti vzrostla po vstupu ČR do EU v průměru na 133,2 %. Vývoj CZV obilovin zaznamenal v předchozích letech výrazné výkyvy. Růst cen na světovém trhu s obilovinami způsoboval prudké zvýšení CZV na českém trhu. Obecně nejvyšší ceny pšenice bývají v červenci a srpnu, nejnižší pak v březnu hospodářského roku, cena suroviny však vykazuje výrazné výkyvy. Odvětví pšenice je charakterizováno více jak 90% podílem prodeje vlastní sklizně především obchodním a z části přímo zpracovatelským organizacím.

Znázorněné cenové rozpětí²⁰ na Grafu 2 ukazuje, že se trh vyvíjí spíše stochasticky, a to v obou případech cenového rozpětí. Cenové rozpětí CZV a CPV na prvním stupni vertikály až do října roku 1996 rostlo, zatímco cenové rozpětí na druhém stupni vertikály spíše klesalo. Růst cenového rozpětí na prvním stupni vertikály značí více rostoucí CPV oproti CZV. Růst CPV analogicky způsobil pokles cenového rozpětí na druhém stupni výrobní vertikály pšenice. V říjnu roku 1996 bylo poprvé cenové rozpětí na prvním stupni vyšší než na druhém stupni. Cenové rozpětí na prvním a druhém stupni opět stoupá, až do září roku 2007, kdy se obě hladiny cenového rozpětí protínají a opět dochází k vyššímu cenovému rozpětí na druhém stupni než na prvním, což je způsobeno vyšším růstem cen spotřebitelských a zemědělských, než průmyslových. Od tohoto okamžiku se však hodnoty obou rozpětí přibližují a průsečíky jejich hodnot se vyskytují častěji, než v předchozích letech. Posun a vzájemné postavení obou cenových rozpětí může naznačovat výskyt změny struktury trhu (vypuknutí strukturálního šoku), které byly v rámci této práce podrobněji zkoumány.

Graf 2: Cenové rozpětí v rámci českého trhu pšenicí



Zdroj: vlastní zpracování

Souhrnně je odvětví rostlinné výroby charakteristické vysokou rentabilitou produkce, ale také negativním dopadem na kvalitu půdy způsobené zejména velkoplošným pěstováním plodin. České zemědělství je v rámci trhu s pšenicí charakteristické vysokou konkurenceschopností založenou na bohaté historii, vyspělých technologiích a kvalitních odrůdách, což představuje silnou stránku pěstování pšenice. ČR má dále velmi vhodné klimatické a půdní podmínky. Do budoucna lze očekávat snížení podpor ze strany EU (změny v regulaci trhu) a zpřísnění podmínek

²⁰ Viz metodická část – cenové rozpětí

pro jejich poskytování, větší důraz kladený na životní prostředí a jeho ochranu. Příležitostí pro toto odvětví by mohlo být využití schválených geneticky modifikovaných odrůd a důraz na zkvalitnění produkce. Zpracovatelský trh je v ČR konkurenceschopný a schopný si svou pozici udržet, pokud se bude víc zaměřovat na produkty s vyšší přidanou hodnotou, jelikož poptávka po bílé mouce v čase kolísá.

6.1.2 Maso a masné výrobky – hovězí, vepřové, drůbeží

Odlišnosti rostlinné a živočišné výroby jsou zřejmé vzhledem k biologickému charakteru výroby, který je závislý na produkčním potenciálu jednotlivých zvířat. Mezi faktory ovlivňující kvalitativní parametry produkce jsou dobrý genofond, prošlechtěnost zvířat, jejich zdraví a ustájení, podávané krmivo a další. V živočišné výrobě se klade důraz zejména na výši užitkovosti zástavových zvířat, která je ovlivněna opět vybraným plemenem (specializovaná či kombinovaná plemena), chovatelskou technologií, kvalitní a dostatečnou krmnou dávkou. Stejně jako je tomu u rostlinné výroby je třeba klást zřetel na správnou kalkulaci nákladů na hlavní výrobek, vedlejší produkt a meziprodukt. V rámci disertační práce byla analyzována také živočišná výroba, za jejíž zástupce byly vybrány vertikály, ve kterých se přeměňuje kvalitní krmivo na živočišné produkty – maso a mléko – vertikála hovězího, vepřového a drůbežího masa a vertikála mléka samostatně.

Mezi hlavní faktory spotřeby masa patří zejména zdravotní nezávadnost, jakost masa a jeho cena. V posledních letech se množí případy výskytu různých onemocnění spojovaných se zvířaty, jako je nemoc šílených krav, prasečí a ptačí chřipka. V některých zemích světa je výskyt onemocnění spojen s poklesem spotřeby masa, v ČR však není vliv nijak prokázán. Kontrolu zdravotní nezávadnosti masa provádí orgány státní veterinární správy, jejich činnost je dána legislativně (viz kapitola Legislativní opatření). Podle údajů ČSÚ je v dlouhodobém vývoji patrný rozdíl ve spotřebě jednotlivých druhů mas. Spotřeba vepřového masa se v posledních letech výrazně nemění. Roste obliba drůbežího masa a klesá spotřeba hovězího. Celková spotřeba masa vzrostla z 33,3 kg v roce 1948 na své maximum v roce 1989, kdy se snědlo 97,4 kg. Od roku 1994 se spotřeba pohybuje kolem 81 kg masa na osobu za rok (Trendy ve spotřebě potravin, ČSÚ 2011).

Posledním a velmi důležitým kritériem nákupu masa je jeho cena. V roce 2009 byl velmi nepříznivý vývoj CZV, kdy ceny průměrně meziročně poklesly o téměř 25 %, přičemž pokles cen vstupů do zemědělství byl pouze o cca 7,5 % a růst spotřebitelských cen se zastavil. V následujícím roce se cenové nůžky meziročně sevřely a ekonomika výroby masa se tak částečně na krátkou dobu zlepšila. Výkyvů v rámci sledovaných vertikál byla celá řada a budou dále blíže specifikovány.

Výhodou českého zpracovatelského masného průmyslu jsou naplněné standardy EU, naopak nevýhodou je velká roztržitost menších jatek s nenaplněnými kapacitami. V ČR není masný průmysl schopen se zcela přizpůsobit požadavkům trhu, modernizovat a inovovat jak provoz, tak i výrobky a vyrábět regionální speciality s vyšší přidanou hodnotou, které by je odlišily od konkurence a přinesly vyšší zisky. Výkyvy v cenách suroviny a cenové nůžky, které se otevírají a zavírají, poklesy stavů zvířat – výrobní základny a nárůst nákladů v souvislosti s výskytem různých onemocnění jsou kritickými faktory v dalším vývoji tohoto sektoru národního zemědělství.

V Tabulce 3 jsou uvedeny souhrnně stavy hospodářských zvířat z výběrového šetření u aktivně hospodařících zemědělců evidovaných v Registru farem podle soupisu hospodářských zvířat (do roku 1991 vždy k 1. 1. daného roku, v letech 1992 až 2002 k 1. 3. daného roku, v roce 2003 a dále k 1. 4.). Do roku 2010 došlo k poklesu stavů skotu na polovinu stavu hospodářských zvířat evidovanou v roce 1989. Poklesy stavů krav kopírují vývoj celkových stavů skotu. Poklesy stavů prasat nejsou tak vysoké. Nejmenší poklesy jsou u stavů drůbeže, jelikož obliba drůbežího masa vzrůstala vzhledem k jeho nutričním hodnotám (dietetické vlastnosti) a cenové výhodnosti²¹.

Tabulka 3: Stavy hospodářských zvířat v letech 1994 - 2010

	1989	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Skot celkem	3 460	2 161	2 030	1 989	1 866	1 701	1 657	1 574	1 582	1 520	1 474	1 428	1 397	1 374	1 391	1 402	1 363	1 349
Krávy	1 247	830	768	751	702	647	642	547	529	477	459	433	438	423	409	402	394	378
Prasata	4 685	4 071	3 867	4 016	4 080	4 013	4 001	3 688	3 594	3 441	3 363	3 127	2 877	2 840	2 830	2 433	1 971	1 909
Drůbež	32 480	24 974	26 688	27 875	27 573	29 035	30 222	30 784	32 043	29 947	26 873	25 494	25 372	25 736	24 592	27 316	26 491	24 838

Zdroj: ČSÚ

²¹ Cenová výhodnost drůbežího masa je dána zejména podílem masa na kosti, kvalitní hovězí maso má také výborné nutriční hodnoty, ale vzhledem k cenové dostupnosti vychází lépe maso drůbeží.

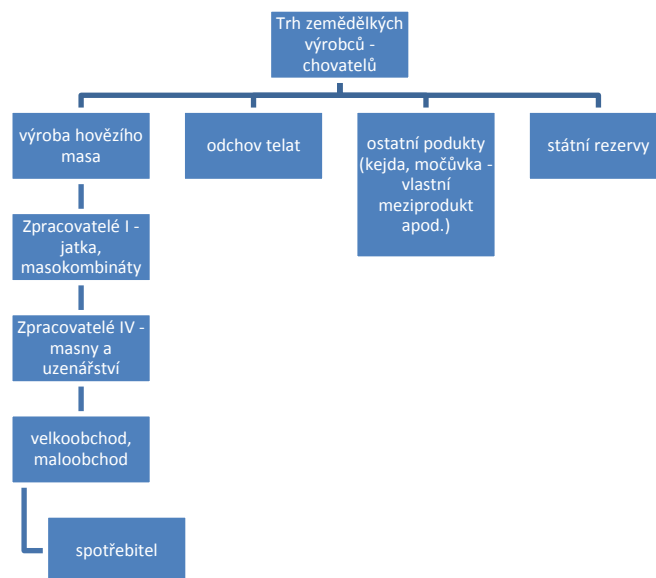
V následující Tabulce 4 je souhrnně uvedena výroba masa a mléka za celou ČR, kdy v kategorii hovězího masa je zahrnuto i telecí maso. Souhrnně výroba masa je nákup jatečných zvířat v jatečné hmotnosti všemi porážkovými místy v ČR, přičemž porážky zahrnují všechna zvířata bez ohledu na původ. Data o výrobě hovězího a vepřového masa jsou výsledky měsíčního šetření. Data o výrobě drůbežího masa jsou převzaty z šetření Ministerstva zemědělství, resp. SZIFu o nákupu drůbeže v živé hmotnosti, přičemž živá hmotnost je následně přepočítávána na hmotnost jatečnou. Nákup mléka a produkce mléka je vyjádřena nákupem syrového mléka tuzemskými mlékárnami a stejně jako u drůbežího masa jsou výsledkem šetření Mze, resp. SZIFu. Výroba mléka představuje veškeré mléko, které je v ČR vyrobeno, bez ohledu na dovozy a vývozy této suroviny.

Tabulka 4: Výroba masa a mléka v letech 1994 - 2010

Ukazatel	Měsíční jednotka	1989	1995	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Výroba masa	t ž. hm.	1296500	972880	916490	876192	791969	792528	787118	649717	610231	534063	520193	452800	434500	325800	377200
v tom hovězí maso	t ž. hm.	518500	322 880	246 585	237 378	208 040	208 524	201 744	198 417	184 531	166 863	170 593	92000	98700	97700	92100
v tom vepřové maso	t ž. hm.	778000	650 000	669 905	638 814	583 929	584 004	585 374	451 300	425 700	367 200	349 600	360800	335800	228100	285100
Výroba drůbežího masa	t ž. hm.	199000	180 000	240 887	271 162	292 289	312 484	137 800	228 000	232 700	241 700	228 600	225100	246800	229300	188200
Výroba mléka	mil. l	4900	3 031	2 716	2 736	2 708	2 702	2 728	2 646	2 602	2 739	3 694	3683,5	2728	2708	2612

Zdroj: ČSÚ

Hodnotový řetězec vertikál komodity hovězího, vepřového a drůbežího masa je uveden v následujícím Schématu 5. Zemědělství výrobci – chovatelé se v rámci tohoto trhu dělí podle chovu na šlechtitelské, rozmnožovací a užitkové chovy. Pro výrobu masa je pak určen zejména užitkový chov. Náklady tohoto článku výrobné vertikály jsou zejména determinovány cenou krmiv (a jejich konverzí) a cenou zástavových zvířat. Druhým stupněm je zemědělský trh, kde se setkávají producenti jatečných zvířat a zpracovatelé masa (jataka, mrazírny, masokombináty, uzenářství). Přes obchodní článek se dostává výsledný zpracovaný produkt ke spotřebiteli. V některých případech, stejně jako je tomu i u rostlinné výroby je možné některé mezičlánky hodnotového řetězce přeskočit, avšak pro účely této disertační práce jsou uvažovány ceny produktů na třech stupních hodnotového řetězce masa – cena zemědělských výrobců, cena průmyslových výrobců a spotřebitelská cena.

Schéma 5: Zjednodušený hodnotový řetězec masa

Zdroj: vlastní zpracování

HOVĚZÍ MASO

Chov skotu je významnou oblastí živočišné výroby a to zejména kvůli jeho výbornému masu (nutričně hodnotnému) a mléku. Podíl komodity jatečného skotu na celkové zemědělské produkci podle údajů souhrnného zemědělského účtu (průměru za roky 2009-2011) je 6,7%, což je druhý největší podíl z komodit živočišného původu určených na výrobu masa (první místo zaujímá chov prasat). V celkovém řazení zemědělských komodit zaujímá chov jatečného skotu 5. místo. Chov skotu mimo jiné poskytuje kůže pro kožedělný průmysl a další vedlejší výrobky. Jako vedlejší produkt také přispívá rostlinné výrobě kvalitními statkovými hnojivy. S nutností respektovat ekologická hlediska se podle Boušky (2006) zvyšuje význam chovu skotu při udržování trvalých travních porostů v přirozeném a kulturním stavu zejména v podhorských a horských regionech. Ve všech oblastech má chov skotu pozitivní vliv na úrodnost půdy, na poměrně stálé příjmy chovatelů v průběhu roku, na udržení pracovních míst v zemědělství, ve zpracovatelském průmyslu, ve službách a na rozvoj venkova. V ČR je chov skotu provozován intenzivně, avšak zemědělci dostávají nízké výkupní ceny a důsledkem je ztrátovost vlastního výkrmu skotu.

Krmivová základna je v ČR na velmi dobré úrovni. V horských a příhraničních oblastech je vysoký stupeň zatrávnění ideální pro chov skotu. Trendem ve vývoji stavu skotu je výrazný pokles početních stavů skotu, což může být obrovským problémem zejména pro uspokojení poptávky po hovězím masu a mléce, přičemž je ČR stále 100 % soběstačná a otázkou tak zůstává kvalita produkovaného masa. Pokles stavů krav měl za následek nejen snížení produkce mléka, ale také snížení produkce telat, která slouží zejména jako zdroj výroby hovězího masa, ale také pro další reprodukci stáda. Úbytek množství je mírně kompenzován větším počtem krav bez tržní produkce mléka a průměrného přírůstku ve výkrmu. Tento ukazatel je ovšem průměrný, tzn., že velmi závisí na chovaném plemenu, podmínkách chovu a dalších aspektech, které užitkovost skotu ovlivňují. Produkce jatečného skotu je ovlivněna zejména plemenem skotu v zástavu, dostatečnou a kvalitní krmnou dávkou a kvalitní veterinární péčí. Bilance výroby a spotřeby hovězího masa a dalších ukazatelů je uvedena v Tabulce 5.

Patrný je také pokles spotřeby, která reaguje na změny cen a cenové poměry jednotlivých druhů mas. Hovězí maso je v porovnání se zahraničními státy mírně levnější, ale proti ostatním druhům mas je výrazně dražší. Celková nabídka a poptávka po hovězím masu jsou téměř vyrovnané a spotřeba hovězího masa obyvatel ve světě má klesající tendenci. Za příčinu lze považovat zejména vyšší cenu masa oproti jiným druhům.

Produkce hovězího masa v ČR je na zahraničních trzích konkurenceschopná. Vzhledem k tomu, že hodnota vývozu převyšuje dovoz, avšak většina vývozu představuje živý zástavový skot, který je do hodnot započítáván, se na českém trhu objevuje vysoký podíl masa z brakovaných krav, jak uvádí Peterová (2010). Živý zástavový skot představuje surovinu, která místo aby byla s přidanou hodnotou zpracována v ČR, je vyvezena do zahraničí, kde přidaná hodnota zůstane a zpět je dováženo zpracované hovězí maso. Saldo zahraničního obchodu je za sledované období kladné. Souhrnné ukazatele za jednotlivá sledovaná léta zobrazuje Tabulka 5.

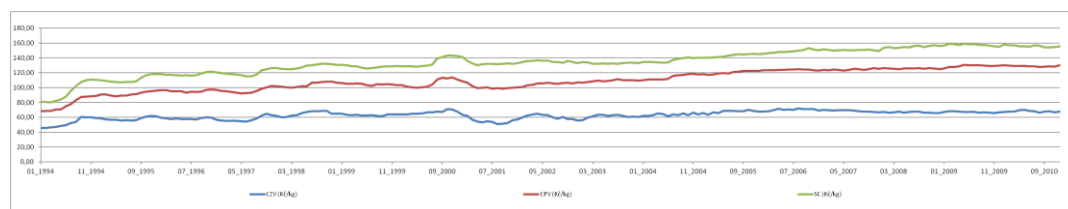
Tabulka 5: Bilance výroby a spotřeby hovězího masa a jeho ekonomika

Ukazatel	MJ	1989	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	průměr
Bilance ²⁾																			
Stavy skotu celkem	úsk	3460,00	2030,00	1989,00	1866,00	1701,00	1657,00	1573,53	1582,29	1520,00	1473,80	1428,30	1397,30	1373,60	1391,40	1401,60	1363,20	1349,30	1568,58
Průměrný přírůstek býcí výkrm	kg/ksden	0,75	0,76	0,80	0,77	0,78	0,86	0,88	0,87	0,86	0,87	0,87	0,87	0,87	0,90	0,92	0,92	0,90	0,86
Počáteční zásoba	úsk.jhm	x	10,60	8,60	8,60	6,20	7,10	7,00	5,00	9,00	8,90	4,90	4,20	6,40	6,50	3,80	4,90	60,00	10,11
Výroba ³⁾	úsk.jhm	518,50	322,90	310,40	293,60	246,60	237,40	208,00	208,50	201,70	106,80	95,60	90,10	92,10	92,00	98,70	97,70	92,10	174,64
Dovoz ³⁾	úsk.jhm	x	16,30	13,90	4,30	17,80	12,30	12,60	0,40	5,80	3,70	10,40	19,30	17,10	19,20	16,10	20,00	23,30	13,28
Celková nabídka	úsk.jhm	x	349,80	332,90	306,50	270,60	256,80	227,60	213,90	216,50	115,30	110,90	113,60	115,60	117,70	118,60	122,60	121,70	194,41
Domácí spotřeba	úsk.jhm	482,60	316,60	308,90	273,40	242,70	233,30	210,50	169,10	184,50	101,00	81,50	85,30	86,20	88,30	80,70	80,70	80,50	163,95
Vývoz ³⁾	úsk.jhm	35,90	24,60	15,40	26,90	20,80	16,50	12,10	35,80	23,10	9,40	25,20	21,90	22,90	25,85	33,00	35,60	35,20	24,02
Celkový poptávka	úsk.jhm	x	341,20	324,30	300,30	263,50	249,80	222,60	204,90	207,60	110,40	106,70	107,20	109,10	113,80	113,70	116,30	115,70	187,94
Konečná zásoba	úsk.jhm	x	8,60	8,60	6,20	7,10	7,00	5,00	9,00	8,90	4,90	4,20	6,40	6,50	3,80	4,90	6,40	6,10	6,48
Ekonomika výkrmu býků																			
Náklady na výkrm býků ⁴⁾	Kč/kg z hm	x	x	x	x	x	x	44,08	45,00	43,97	44,17	47,62	48,54	50,59	55,12	57,75	54,64	53,31	49,53
CZV jateční býci celkem	Kč/kg z hm	x	35,57	35,78	35,48	39,56	37,87	40,97	33,77	37,34	36,99	38,02	40,62	41,23	38,75	38,00	39,14	38,93	38,00
Cena EU jateční býci ⁵⁾	EUR/100 kg jhm	x	x	x	x	x	x	48,61	39,88	36,74	241,10	246,40	268,00	315,82	301,47	319,38	319,42	319,40	223,29
Cena ČR jateční býci ⁵⁾	EUR/100 kg jhm	x	x	x	x	x	x	4,97	33,77	37,34	183,70	190,70	217,40	239,40	263,07	288,70	280,26	292,67	184,73

Zdroj: ČSÚ, VÚZE - BIC, Mze, vlastní výpočty

Po odbourání záporné daně z obrátu a liberalizaci cen v roce 1991 zaznamenalo odvětví výroby hovězího masa jeden z nejvyšších nárůstů spotřebitelských cen, což způsobilo jeho nevýhodnou pozici vzhledem k ostatním masům a spotřeba hovězího masa klesla na třetinu (Peterová, 2010). Cenový vývoj v rámci celé vertikály za zkoumané období ledna 1994 až prosince 2010 je uveden v Grafu 3.

Graf 3: Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny hovězího masa



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Ceny zemědělských výrobců klesly pod úroveň výrobních nákladů. Podniky hospodařící v tomto odvětví hospodařily s velkými ztrátami, jelikož existoval nesoulad mezi nabídkou a poptávkou. Tato situace byla napravena po roce 1995 a další snahy producentů hovězího masa vedly k oživení spotřeby tohoto druhu masa. U CZV dochází u této komodity k mírnému kolísání.

Problematickou oblastí jsou kategorie masa, kdy vývoj cen je v každé kategorii odlišný. V České republice probíhá systém zpeněžování hovězího masa systémem SEUROP, kdy po zařazení do kategorie se stanoví třída zmasilosti (SEUROP) a protučnělosti (12345).²² Peterová (2010) uvádí, že kromě vlastní normy je třeba vypracovat i návrh rozdílnosti cen mezi jednotlivými skupinami tak, aby došlo jednak ke skutečným rozdílům dle kvality a jednak tento systém byl aplikován plošně – snaha o zavedení jedné ceny za jednu kvalitu. Referenční cena je stanovována pro třídy U2 – O4. Na trhu hovězím masem jsou sledovány ceny v rámci EU (reprezentativní trhy), výsledky jsou následně použity k intervenčním nákupům a skladování zásob.

Z Grafu 3 je patrná rostoucí tendence cenového vývoje časových řad CZV, CPV a SC, přičemž u CZV je růst cen mírnější než u zbylých dvou cenových kategorií. Cenové časové řady mají odpovídající vrcholy, stejné pro všechny tři zkoumané cenové řady. Ceny zemědělských i potravinářských výrobců a spotřebitelské ceny vykazují nízkou volatilitu, nedochází k výraznému kolísání. V říjnu roku 2000 dochází k mírnému vychýlení – k nárůstu cen ve všech třech kategoriích, ovšem u CZV následuje v roce 2001 okamžitý propad, vyšší než u CPV a SC. CZV také vykazují téměř stabilní cenový vývoj, zatímco u CPV a SC je patrný růst cenové hladiny. CZV, CPV i SC dosahují vyšších průměrných cen než na začátku analyzovaného období, což je patrné z Grafu 3.

SOT hovězím a telecím masem byla vytvořena souběžně s regulací trhu s mlékem již v roce 1968 a zahrnuje nařízení, která provádějí cenový monitoring za účelem zajištění vyrovnání nabídky a poptávky po hovězím a telecím mase (Peterová, 2010). Od roku 1995 je hovězí maso vyjmuta z regulace a pro jeho nákup nebyla již v následujících letech vyhlášována garantovaná cena, vývozní subvence byly poskytovány jen výjimečně. Po vstupu ČR do EU je komodita hovězí maso

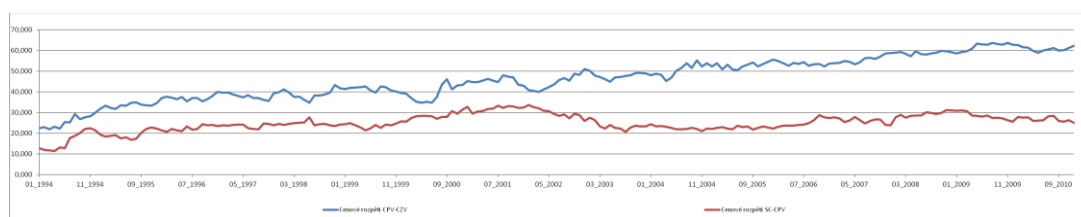
²² Systém zpeněžování skotu je založen na zařazení do kategorií, pro něž jsou dle Peterové (2010) tvořeny cenové masky: TE – tele (nad 2 týdny do 150 kg), MS – mladý skot (nad 150 kg - do 12 měsíců), A – mladý býk do 2 let, B – býk nad 2 roky, C – vůl, D – kráva, E – jalovice. Třídy zmasilosti – S – superior, E – výtečná, U - velmi dobrá, R- dobrá, O – dostatečná, P – nedostatečná. Třídy protučnělosti: 1 – nízká, 2 – mírná, 3 – průměrná, 4 – vysoká, 5 - velmi vysoká.

subvencována při skladování a vývozu. Pro živý zástavový skot je zavedena dovozní kvóta a je kontrolován doklad o původu zvířete, který musí být vždy přiložen. U kategorie KBTM je na trhu EU zaveden kvótní systém. Stát se na podpoře trhu podílí dotacemi na kontroly užitečnosti a velmi významné jsou dotace na přenos embryí (embryotransfer). V rámci budoucího vývoje lze očekávat snížení podpory vydávané na plochu pastvin (LFA, SPS), která však bude kompenzována specifickými platbami (platby na velkou dobytčí jednotku). Dotační systém by měl stabilizovat chov skotu a zajistit rentabilitu zemědělským podnikům.

Světový obchod hovězím masem je stabilní. Největším světovým producentem je USA, dalším v pořadí je Brazílie, výrazně stoupá produkce také v Indii, Argentině, Číně. Evropa svoji pozici na tomto trhu v minulosti ztratila (díky poklesům stavů skotu, z důvodu regulace a výskytu onemocnění skotu atd.)

V následujícím Grafu 4 je zobrazeno cenové rozpětí na obou stupních výrobní vertikály hovězího masa. Obě rozpětí se za sledované období oddalují, což je způsobeno cenovým vývojem na jednotlivých stupních. Z Grafu 3 jednotlivých cen CZV, CPV a SC je zřejmé, že CZV nevykazují tak výrazný růst, jako CPV s SC. Rozpětí mezi prvními dvěma stupni roste více, než rozpětí na druhém stupni hodnotového řetězce. Hodnoty rozpětí na obou stupních vykazují mírné kolísání.

Graf 4: Cenové rozpětí v rámci českého trhu hovězím masem



Zdroj: vlastní zpracování, Excel

Podle Hlaváčka a kol. (2012) je silnou stránkou chovu jatečného skotu v ČR vysoce rentabilní extenzivní produkce mladého skotu u krav BTM v okrajových oblastech LFA (podmíněná vysokými podporami) a velkovýrobní systémy chovu skotu s využitím výhod z velikosti u řady podniků. Naopak slabou stránkou je podle zprávy

ztrátovost vlastního výkrmu skotu v důsledku nízké intenzity výroby a nižších CZV (také jako důsledek nižší efektivity zpracovatelského podniku) a malý podíl obchodované produkce prostřednictvím odbytových organizací a v rámci privátních systémů kvality.

Zpráva Evropské komise o perspektivách trhu hlavních zemědělských komodit a zemědělských důchodů z roku 2006 shrnuje situaci na trhu s hovězím masem. Podle této zprávy se na trhu prohlubuje deficit zahraničního obchodu, produkce hovězího masa v celé EU klesá a importy zejména ze třetích zemí stoupají. Komise také zohledňuje mírný pokles světových cen hovězího masa v důsledku zdravotních problémů skotu (např. BSE, slintavka, kulhavka atd.), které vývoj ve vertikále výrazně ovlivňují.

Příležitostí by mělo být zlepšení kvality produkce, zapojení se do privátních systémů kvality celé vertikály, zatraktivnění agroturistiky ve spojení s chovem skotu a zlepšení stravovacích návyků obyvatelstva (podpora poptávky). Výrazným rizikem pro odvětví chovu skotu by byla situace, kdy by došlo k omezení či snížení podpor chovu skotu.

VEPŘOVÉ MASO

Česká republika patří k zemím, které jsou výrobou a spotřebou vepřového masa proslulé a na zahraničních trzích je ČR řazena ke státům s převahou výroby vepřového masa nad ostatními druhy masa. Komodita prasat zaujímá první místo (ze všech komodit živočišného původu určených na zpracování masa) s hodnotou podílu 9,2 % na celkové zemědělské produkci. Ze všech komodit zemědělské výroby je chov prasat zařazen na 4. místě. Tradice spotřeby vepřového masa je významná a taktéž typická pro země východní Evropy, které mají svou tradiční kuchyni a stravovací návyky obyvatel ukazují na spotřebitelské preference tohoto druhu masa. Toto odvětví je ovšem charakteristické velkým poklesem produkce (největším ze všech zkoumaných vertikál), což je dáno zvyšující se konkurencí po vstupu ČR do EU.

Trh vepřovým masem je ovlivněn mnoha faktory, mezi které patří poptávka a nabídka, cenové relace, kvalita masa, podmínky na zahraničních trzích, konkurence

apod. Podle tabulky 6, která ukazuje bilanci výroby a spotřeby vepřového masa a také ekonomiku je zřejmé, že v tomto odvětví zemědělské výroby docházelo k velkému poklesu stavů prasat. Za období let 1995-2010 klesly stavy prasat o 1958 tisíc kusů, přičemž do roku 1993 byly stavy prasat víceméně stabilní. Hlavním důvodem dynamického poklesu stavů chovaných zvířat v ČR byla podle MZe (2010) především dlouhodobě zhoršená ekonomika produkce vepřového masa.

Tabulka 6: Bilance výroby a spotřeby vepřového masa a jeho ekonomika

Ukazatel	MJ	1989	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Průměr ²⁾
Bilance¹⁾																			
Stavy prasat celkem	tis ks	4685,00	3867,00	4016,00	4080,00	4013,00	4001,00	3686,00	3469,80	3440,90	3362,80	3126,50	2876,80	2840,40	2830,40	2435,00	1971,40	1909,20	3329,95
Průměrný přírůstek prasata výkrm	kg/ks/den	0,63	0,62	0,64	0,63	0,64	0,65	0,67	0,65	0,67	0,65	0,67	0,68	0,70	0,71	0,70	1,73	0,73	0,73
Počáteční zásoba	tis.t.j.hm	26,80	14,50	9,50	9,60	10,30	12,50	13,00	12,00	15,00	14,70	14,90	11,90	15,30	13,40	14,20	11,40	10,50	13,50
Výroba	tis.t.j.hm	778,00	650,00	714,00	680,00	669,90	638,80	583,90	584,00	585,40	451,30	425,70	367,20	349,60	360,80	335,80	288,10	285,10	514,56
Dovoz ³⁾	tis.t.j.hm	x	12,00	8,40	3,40	33,70	23,50	19,20	22,30	34,30	31,30	69,50	114,40	120,30	138,30	165,20	199,30	217,50	75,79
Celková nabídka	tis.t.j.hm	804,80	676,50	731,90	693,00	713,90	674,80	616,10	618,30	634,70	497,30	510,10	493,50	485,20	512,50	515,20	498,80	513,00	599,39
Domácí spotřeba	tis.t.j.hm	757,70	666,70	720,80	663,80	663,50	648,60	596,10	589,20	586,00	468,90	499,40	443,40	438,80	458,20	153,60	442,60	446,60	543,76
Vývoz ³⁾	tis.t.j.hm	14,00	0,30	1,50	18,90	37,90	13,20	8,00	14,10	29,80	13,50	58,80	334,80	32,90	40,10	50,30	45,70	53,40	45,13
Celkový poptávka	tis.t.j.hm	771,70	667,00	722,30	682,70	701,40	661,80	604,10	603,30	615,80	482,40	498,20	478,20	471,70	496,30	503,90	488,30	499,90	585,24
Konečná zásoba	tis.t.j.hm	33,10	9,50	9,60	10,30	12,50	13,00	12,00	15,00	18,90	14,90	11,90	15,30	13,40	14,20	11,40	10,50	13,10	14,04
Ekonomika výkrmu prasat																			
Náklady na produkci ⁴⁾	Kč/kg ± hm	x	x	x	x	x	x	30,70	35,23	33,77	32,01	33,83	31,07	33,71	35,74	38,59	33,97	33,50	33,83
CZV jatečná prasata celkem	Kč/kg ± hm	x	34,41	35,50	35,53	34,06	30,48	34,75	42,84	31,99	29,16	31,95	31,74	30,95	28,20	29,91	29,61	26,75	32,36
Cena EU prasata tř. E ⁵⁾	EUR/100 kg j.hm	x	x	x	x	x	x	40,97	46,27	33,97	127,10	138,40	139,00	145,20	135,20	153,20	142,20	141,00	112,96
Cena ČR prasata tř. E ⁵⁾	EUR/100 kg j.hm	x	x	x	x	x	x	34,75	42,84	31,99	133,90	145,80	144,00	147,50	138,60	163,20	150,00	142,10	115,88

1) bilance od r. 2003 uvedena v jatečné hmotnosti, přepočítový koeficient na živou hmotnost = 0,778

2) průměr za období 1995-2010

3) dovoz a vývoz včetně živých zvířat

4) náklady respondentů s podvojným účetnictvím podle výběrového šetření FADN

5) cena=na reprezentativních trzích EU

Zdroj: ČSÚ, VÚZE - BIC, Mze, vlastní výpočty

Pokles stavů prasat je mírně kompenzován zlepšováním kvalitativních ukazatelů a růstem průměrných přírůstků. Průměrný přírůstek prasete ve výkrmu se za sledované období téměř zdvojnásobil. Stavy prasat nejsou jediným faktorem, který ovlivňuje produkci vepřového masa. Dalším podstatným faktorem je velikost mateřské populace a její užitkovost (počet selat do odstavu). Peterová (2010) uvádí, že od roku 2003 dochází k poklesu reprodukční i produkční základny z důvodů nevhodného plemenného zastoupení chovaných prasat.

Celková nabídka vepřového masa je ovlivněna velikostí počátečních zásob, výroby a dovozu. Počáteční zásoby jsou v ČR velmi nízké a jsou považovány za nedostatečné vzhledem k velikosti spotřeby vepřového masa. Velikost zásoby je velmi důležitá z hlediska možné regulace ceny (intervenci na domácím trhu). Masokombináty dováží maso ze zahraničí a tím částečně přispívají k úpadku chovu prasat v ČR. Do ČR se dováží vepřové maso zejména z Německa, v roce 2010 dovoz výrazně vzrostl (o 110% oproti předchozímu roku). I v této komoditě je vývoz

živých prasat velmi významný, což představuje nevýhodnou situaci vzhledem k přidané hodnotě. Hlavní exportní výrobek představovala jatečná prasata, ale velký podíl měla také plemenná prasata a selata. ČR má velmi dobré výsledky inseminace prasat. Více než 2/3 populace samic je zapojeno do inseminace.

U této vertikály dochází zejména ve světě k výskytu chorob, které ovlivňují chovy prasat. Jedná se zejména o prasečí mor a prasečí chřipku. V roce 1997 vypukl prasečí mor v Nizozemí a postupně se dostal až do Německa. Prasečí mor není přenosný na člověka, ale způsobuje značné škody zemědělcům chovajících prasata. Na rozdíl od toho prasečí chřipka je na člověka přenosná. Jedná se o nakažlivé onemocnění dýchacích cest prasat. V roce 2009 se prasečí chřipka poprvé objevila v Kalifornii a byla považována za obdobu tzv. „mexické chřipky“. Napadení virem prasečí chřipky se může člověk pouze přímým kontaktem s nemocným zvířetem, konzumací vepřového masa či jiných produktů je nakažení nepravděpodobné. Virus je usmrcen kvalitní tepelnou úpravou při teplotě vyšší než 70 °C.²³

Obchod s EU probíhal od roku 2000 v podobě množstevně omezených bezcelních kvót v rámci tzv. dvounulové varianty, jejímž problémem bylo, že na straně EU byla kvóta rozepsána, zatímco v ČR rozpis nebyl vytvořen. Dovozy kvótu využívali až na podzim, kdy se i tuzemští producenti připravovali na předzásobení trhu (Peterová, 2010). Celá situace měla za následek značné výkyvy v CZV a řada producentů opustila trh. Podle Mze (2010) se zahraniční obchod s vepřovým masem a živými prasaty v EU 27 zlepšuje a v roce 2010 došlo k velkému nárůstu exportu, přičemž import do zemí EU je ve srovnání s vývozem zanedbatelný.

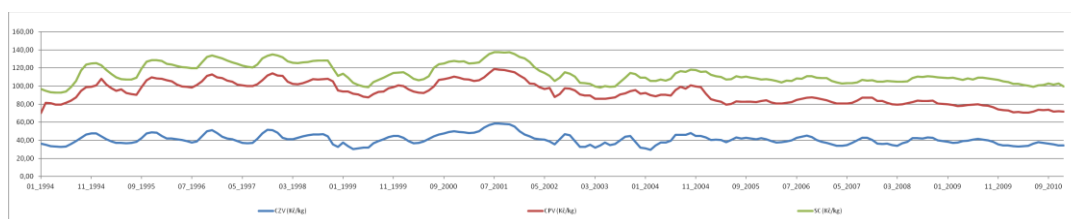
Průměrná spotřeba vepřového masa se v současnosti pohybuje okolo 41 kg/obyv/rok. Polovinu z toho tvoří výsekové maso a druhou polovinu uzeniny a tepelně opracované výrobky. Spotřeba tohoto druhu masa stejně jako jeho produkce zaujímá první místo ve spotřebě všech druhů mas. Vývojem se však procentuelní zastoupení vepřového masa ve spotřebě všech druhů mas snižuje, jelikož velkou oblibu zaznamenalo maso drůbeží, jehož spotřeba výrazně stoupá.

²³ <http://cs.medixa.org/nemoci/praseci-chripka>

V ČR se uplatňuje zpeněžování masa podle systému SEUROP, obdobně jako u hovězího masa. SEUROP je systém, který používají chovatelsky vyspělé státy. EU reguluje trh vepřovým masem podporou soukromého skladování, dovozními a vývozními licencemi, celoročními tarifními kvótami. Intervenční nákupy se od roku 1971 téměř nevyskytují. Produkce ve světě má rostoucí tendenci, výraznými producenty vepřového masa jsou rozvojové země zejména z Asie.

Cenový vývoj v analyzované vertikále zobrazuje Graf 5. Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny mají kolísavý a sezónní charakter po celé sledované období. Není patrný žádný výrazný růst či pokles ceny. Za sledované období dochází spíše k poklesu cenové hladiny. V období před vstupem do EU můžeme celkově pozorovat vyšší průměrné ceny než v období po vstupu do EU.

Graf 5: Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny vepřového masa



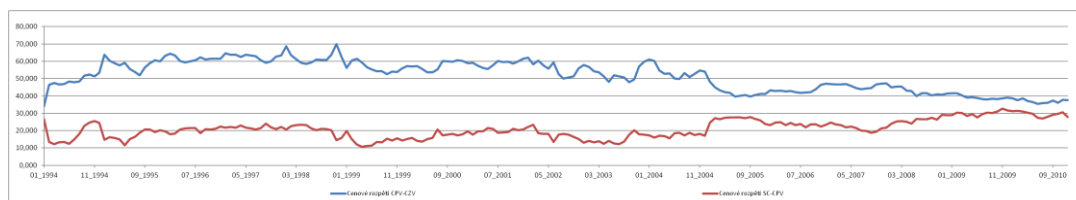
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování, Excel

CZV na českém trhu je ovlivněna situací na světových trzích a v roce 2010 byla cena podle zprávy MZe (2010) nejnižší za jatečná zvířata za předchozích patnáct let. CPV klesala v návaznosti na CZV. Náklady na chov prasat jsou nižší než na chov skotu. Objevuje se zde také cenová retardace, což znamená, že dražší jednotku vstupu je nutno rozpustit v objemu produkce. Vliv cenové retardace lze zmírnit snížením převodní hmotnosti selat do výkrmu, snížením nákupní ceny za kg selete nebo zvýšením jateční hmotnosti vykrmovaných kusů, přičemž je nutné zvážit ekonomický dopad každého z opatření (Peterová, 2010).

Ekonomika chovu prasat se v posledním sledovaném roce zlepšila v důsledku poklesu nákladů na krmiva (výkrm prasat však zůstal výrazně ztrátový). Podle Mze

(2010) výrazně záporná rentabilita chovu prasat dosáhla 20,15 % a způsobila, že v roce 2010 od chovu prasat upustily opět další zemědělské podniky.

Graf 6: Cenové rozpětí v rámci českého trhu vepřovým masem



Zdroj: vlastní zpracování, Excel

Z Grafu 6 je patrné, že se obě cenové rozpětí vzájemně výrazně přibližují v období roku 2005, což může být způsobeno přistoupením ČR do EU a vlivem změny tržních sil jednotlivých subjektů. Rostoucí cenové rozpětí na stupni 1 značí spíše klesající cenovou úroveň zemědělců oproti stabilnějším cenám zpracovatelů. Situace na trhu s vepřovým masem není příznivá a je třeba nalézt příčiny, kvůli kterým výrobci opouštějí toto odvětví a důvody špatné ekonomiky výroby vepřového masa. Vepřové maso mělo dlouhodobě nižší ceny, oproti jiným druhům masa. V roce 2001, kdy vypukla nákaza skotu nemocí BSE, slintavky a kulhavky, došlo k prudkému nárůstu poptávky po vepřovém mase ve světě. Producenti reagovali zvýšením cen. Po odeznění nemocí skotu se však producenti vepřového masa opět setkali s problémy nízké poptávky po vepřovém mase a následoval znovu propad cen. Podle Hlaváčka a kol. (2012) je slabou stránkou chovu prasat ztrátová produkce u naprosté většiny podniků (i přes významný podíl velkovýroby. Hlavní příčinu spatřují autoři v horších, byť zlepšujících se produkčních ukazatelů, ve vyšších nákladech na krmiva, neexistenci přímých podpor a nižší CZV poskytované domácími průmyslovými zpracovateli. Příležitostí pro tento sektor je zajisté stabilní poptávka po vepřovém mase a zlepšující se produkční ukazatele, naopak rizikem je jako pro každý jiný trh konkurence z dovozů.

Do budoucna budou muset producenti vepřového masa klást větší důraz na rozvoj produkce a snahu dostatečně pokrýt domácí poptávku, propagovat vlastní tradiční výrobky, které spotřebitele přimějí ke koupi českých produktů oproti levnějším zahraničním. Velkou výhodou českých producentů je dobrý genofond a zlepšující

se ukazatele chovu prasnic, přičemž stále nedosahují hodnot vyspělejších evropských zemí a dále více méně stabilní poptávka po vepřovém mase.

Ve vertikále vepřového všechny majitele šlechtitelských chovů sdružuje tzv. Český svaz chovatelů prasat v Čechách a na Moravě a specializuje se na chovy plemenných zvířat. Na potravinářském trhu, druhém stupni vertikály vystupuje v ČR tzv. Český svaz zpracovatelů masa, což je dobrovolné sdružení osob pracujících v nákupu, zpracování a prodeje jatečných zvířat, masa a masných výrobků. V oblasti odbytových organizací, které zvyšují vyjednávací sílu zpracovatelů masných výrobků vystupují organizace jako CENTROODBYT a společnost AGROFERT.

DRŮBEŽÍ MASO

Drůbežářský průmysl se v posledních dvou desetiletí stal nejrychleji se rozvíjícím odvětvím českého zemědělsko-potravinářského sektoru, přičemž původní rozvoj drůbežnictví v ČR nastal po roce 1936, kdy byl podle Peterové (2010) přijat tzv. „zvelebovací plán“ tohoto odvětví, které nebylo do té doby vůbec populární. Drůbežářský průmysl patří dnes k nejvýznamnějším odvětvím v českém zemědělsko-potravinářském sektoru. Růst tohoto odvětví byl způsoben zejména změnou stravovacích návyků, kdy je kladen velký důraz na racionální výživu a dobré dietetické vlastnosti drůbežího masa. Chov drůbeže lze rozdělit na dva zcela odlišné užité směry - na výrobu vajec a výrobu drůbežího masa²⁴.

Podle údajů Souhrnného zemědělského účtu za období průměru let 2009-2011 komodita drůbeže zaujímá 5,4 % podíl na celkové zemědělské produkci a celkově se tak řadí na 6. místo (v komoditě živočišných produktů určených k výrobě masa na 3. místo). Ve výrobě drůbežího masa jsou produkována většinou brojlerová kuřata, krůty, slepice, vodní drůbež, kachny, husy. Zastoupení jednotlivých druhů ve výrobě ČR se liší od evropské struktury. V 70. a 80. letech zaznamenávala produkce 10 % meziroční nárůst, od počátku 90. let do roku 2003 se tempo růstu pohybovalo kolem 3% a od roku 2004 je tempo růstu konstantní. Podle údajů MZe

²⁴ Výrobou vajec se zabývat tato disertační práce nebude.

(2010) v roce 2010 byla však výroba drůbežího masa v ČR nerentabilní, a to zejména z důvodu vysokých cen krmného obilí a krmných směsí.

Údaje o domácí produkci a zahraničním obchodu potvrzují ztrátu tržní pozice u českých producentů drůbežího masa. Produkce drůbežího masa poklesla mezi léty 2005 a 2009 z 321.7 na 270.5 tisíc tun. Import rostl mezi roky 2003 a 2004, konkrétně ze 43.5 na 72.4 tisíc tun. Následně výrazně vzrostl import na 108.4 tisíc tun v roce 2009. Export také vzrostl z 17.2 tisíců tun na 34.4 tisíc tun v roce 2009, to však nevedlo ke kompenzaci výrazného růstu dováženého zboží.

Jak průmyslové chovy, tak také zpracovatelské linky jsou plně automatizované. Rozdělují se na druh zpracovaného výrobku – celá, dělená drůbež, chlazená nebo mražená. Zpracovávají drůbeží výrobky masnou výrobou a často se setkáváme s drůbežími polotovary. Pracovní náročnost v tomto odvětví je velmi nízká.

Velký důraz je kladen na zacházení se zvířaty a jejich welfare – na způsob chovu (klecový, klecový s podestýlkou, chov v halách a ve volném výběhu, tato problematika se řeší zejména u nosnic, ne brojlerů chovaných na maso), zejména v souladu se zásadami ekologického zemědělství. Ekologicky chovaná drůbež je však pro spotřebitele nepoměrně dražší. V současnosti se opět dostává do podvědomí prodej „ze dvora – z farmy“, kdy se však jedná zejména o prodej „domácích“ vajec.

V Tabulce 7 je uvedena bilance výroby a spotřeby drůbežího masa a jeho ekonomika. Za sledované období je patrný růst stavů drůbeže do roku 2000 (kromě roku 1997 kde byl mírný pokles) a od roku 2001 pak je zřejmý pokles stavů drůbeže. Ten nepředstavuje pouze faktický pokles stavů drůbeže, ale od roku 2001 došlo ke změně metodiky a do počtů nebyly zahrnovány tzv. „hobby chovy“.

Tabulka 7: Bilance výroby a spotřeby drůbežního masa a jeho ekonomika

Ukazatel	MJ	1989	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Průměr ⁵⁾
Bilance¹⁾																			
Stavy drůbeže celkem ²⁾	ts ks	32479,00	25688,00	27875,00	27573,00	29035,00	30222,00	30784,00	28865,00	29946,90	26873,40	25493,60	25372,30	25736,00	24592,10	27316,90	26490,90	24838,40	27598,91
Pašéteční zásoba	ts,t, hm	11,00	5,80	8,50	7,00	5,00	8,00	11,50	10,60	10,80	4,80	5,10	5,80	9,30	7,90	6,30	8,70	7,50	7,86
Výroba	ts,t, hm	199,00	180,00	178,00	190,00	240,90	273,00	294,30	312,50	237,80	228,00	232,70	241,70	228,60	225,10	246,80	229,30	188,20	230,94
Dovoz ³⁾	ts,t, hm	0,00	11,70	18,30	22,60	16,10	19,10	22,30	21,20	20,20	33,80	57,70	72,10	66,80	58,10	67,50	86,00	89,60	40,18
Celková nabídka	ts,t, hm	210,00	197,50	204,80	219,60	262,00	300,10	328,10	344,30	268,80	266,60	295,50	319,60	304,70	291,10	320,60	324,00	285,30	278,98
Domácí spotřeba	ts,t, hm	180,00	178,80	187,20	206,50	245,90	281,00	303,80	312,80	247,90	246,10	244,80	270,10	252,80	233,20	257,30	260,10	221,80	242,95
Vývoz	ts,t, hm	13,20	10,20	10,60	8,10	8,10	7,60	13,70	17,10	16,10	15,40	44,90	40,20	44,00	51,60	54,60	56,40	56,10	27,52
Celkový poptávka	ts,t, hm	193,20	189,00	197,80	214,60	254,00	288,60	317,50	329,90	264,00	261,50	289,70	310,30	296,80	284,80	311,90	316,50	277,90	270,47
Konečná zásoba	ts,t, hm	16,80	8,50	7,00	5,00	8,00	11,50	10,60	14,40	4,80	5,10	5,80	9,30	7,90	6,30	8,70	7,50	7,40	8,51
Ekonomika výkrmu drůbeže																			
Náklady na produkt ⁴⁾	Kč/kg ± hm	x	x	x	x	x	18,82	21,06	23,14	22,60	20,68	21,88	19,83	19,61	20,67	23,77	21,37	20,96	21,20
CZV jatečných kuřat	Kč/kg ± hm	x	22,22	23,64	26,93	27,58	22,34	21,82	25,82	21,95	21,03	22,11	21,72	19,18	20,98	22,82	20,66	20,38	22,57

1) Bilance odr. 2002 uvedena v jatečné hmotnosti, přečíslovací koeficient na živou hmotnost = 0,75

2) stavy drůbeže odr. 2001 bez "hobby aktivita" obyvatelstva

3) dovoz a vývoz včetně živých zvířat

4) náklady respondentů s podvojným účetnictvím podle výběrového šetření FADN

5) průměr za období 1995 - 2010

Zdroj: ČSÚ, VÚZE-BIC, Mze, vlastní výpočty

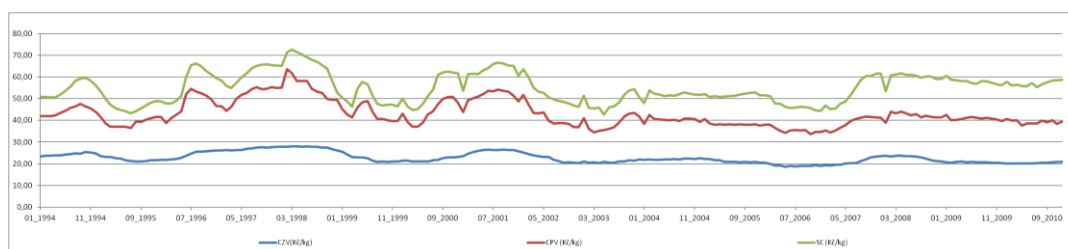
Spotřeba drůbežního masa postupně rostla, koncem 90. let byla nad úrovní hodnoty západoevropských států. Drůbeží maso zaujímá kolem 30% spotřeby veškerých mas. Růst spotřeby drůbežního masa za dlouhé časové období byl způsoben příznivými cenovými relacemi tohoto masa, trendem zdravého životního stylu, díky lehké kuchyňské úpravě a rozmanitosti výrobků z drůbežního masa. Od roku 1948 stoupla spotřeba drůbežního masa na třináctinásobek. Přesto však došlo v roce 2010 ke snížení spotřeby a potřeba na obyvatele klesla na 21 kg/obyv/rok.

Světová produkce drůbežního masa se rozvíjí velmi rychle, výraznými světovými producenty jsou Čína, Thajsko, Brazílie. V ČR došlo ke zvýšení obrátu zahraničního obchodu s drůbežím masem, což bylo nejvíce ovlivněno přistoupením ČR do EU, kdy ČR převzala legislativu EU, včetně celní a obchodní politiky. Podíl dovozu na celkové domácí spotřebě se zvýšil.

Graf 7 představuje vývoj CZV, CPV a SC v období od ledna 1994 do prosince roku 2010. Základní schéma a místní extrémy jsou identické pro všechny cenové úrovně. Různé vrcholy a dna z různých důvodů byly způsobeny spíše stochastickým trendem časových řad. Ceny zemědělských výrobců mají stabilnější charakter než ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny, které ve sledovaném období kolísají, tzn., že ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny mají vyšší volatilitu v porovnání s cenami zemědělských výrobců. Variabilita cen byla vyšší před přistoupením ČR do EU. Kromě toho také můžeme pozorovat vyšší průměrné

ceny zemědělských stejně jako velkoobchodních a spotřebitelských cen v období před vstupem do EU. Od května 2004 dochází k růstu cenové hladiny až v roce 2007.

Graf 7: Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny drůbežního masa



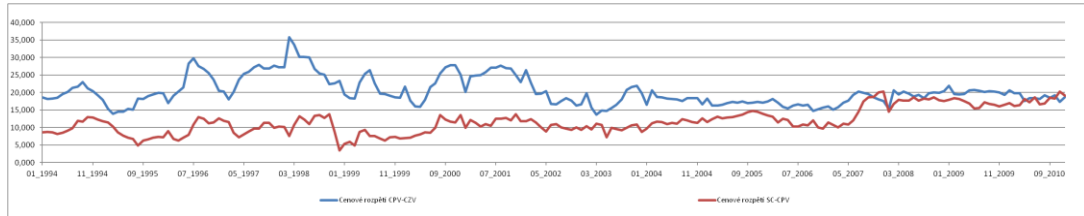
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

CZV jatečných kuřat mají klesající tendenci vzhledem k velmi výrazně rostoucím dovozům. Ve výkrmu kuřat se jedná o pracovně méně náročnou výrobní činnost (tzn. úroveň pracovních nákladů je nízká). Přispívají k tomu plně automatizované provozy, které si však vyžádaly velké investiční akce producentů. Nejvýznamnější položkou nákladů na chov drůbeže jsou krmiva a zástavová zvířata. Cenový vývoj jednotlivých druhů mas výrazně ovlivňuje rozložení spotřeby mezi nimi, pro drůbeží maso je v tomto ohledu cenová relace velmi příznivá. K výraznému růstu CZV došlo ke konci 90. let, kdy stoupaly ceny krmných směsí (rostly ceny krmného obilí). Nejvyšší úrovně dosáhly v roce 1998, kdy se pohybovaly kolem 27,80 Kč/kg živé hmotnosti.

Cenové rozpětí znázorněné v Grafu 8 na obou stupních hodnotového řetězce má kolísavý charakter, zejména v období před vstupem do EU. Povaha tohoto vývoje může být vyvolána vývojem jednotlivých cen. To naznačuje, že žádné signifikantní změny v období změny tržní síly se nemohou v tomto období objevit. Obě cenová rozpětí se po přistoupení ČR do EU přibližují. Tato pozorování jsou opět v souladu s cenovým vývojem. Nicméně významný posun se objevil ke konci analyzovaného období, přibližně v polovině roku 2007. Posun hladiny obou rozpětí naznačuje výskyt strukturální změny, která v té době nastala a způsobila tak využití či zneužití tržní pozice některého ze subjektů působících na trhu. Obě cenová rozpětí vykazují vysokou variabilitu. Na základě ekonometrické analýzy bude určen přesný okamžik

výskytu strukturální změny a bude kvantifikována změna v tržní síle na prvním i druhém stupni hodnotového řetězce vertikály drůbežního masa.

Graf 8: Cenové rozpětí v rámci českého trhu s drůbežím masem



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty, Excel

Drůbež a drůbeží maso patří ke komoditám s velmi nízkými nároky na rozpočet EU. U drůbežního masa není zaveden žádný kvótní systém, pouze dovoz je WTO upraven množstevními limity. Velký důraz je však kladen na zdravotní nezávadnost, bezinfekčnost chovů (výskyt salmonely, ptačí chřipky) a kvalitu drůbežního masa. V posledních letech se na trhu objevuje maso křehčené, s vysokým obsahem vody v mase, která ovlivňuje zejména následné zpracování masa a klame spotřebitele. Jatečná drůbež je rozdělena podle tříd jakosti, hmotnosti, věku a opeření.

V rámci vlastní analýzy tržní struktury komodity drůbežního masa²⁵ byl analyzován vliv výskytu ptačí chřipky v ČR. U drůbežního masa byl sledován vliv výskytu ptačí chřipky na situaci na trhu. Ptačí chřipka je infekční onemocnění vyvolané viry chřipky, jejichž hostiteli jsou především ptáci. Poprvé byl výskyt ptačí chřipky zaznamenán v roce 1961 v Itálii a první případy výskytu u lidí byly potvrzeny v roce 1997 v Hongkongu. Do té doby nebyl tomuto onemocnění přikládán žádný význam a rozšiřování se nijak neřešilo.

První velká vlna ptačí chřipky vypukla v roce 2003 v asijských zemích a měla drtivý dopad. Druhá vlna šíření viru H5N1 (vir ptačí chřipky) byla hlášena v polovině roku 2004 zejména v Asii a Kanadě. Třetí vlna chřipky, která nastala v roce 2005, byla

²⁵ Vlastní analýza této vertikály byla provedena v rámci výzkumného závěru Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy ČR č. MSM 6046070906 a v rámci projektu IGA na PEF ČZU v Praze pod názvem - Analýza cenové transmise a tržní struktury ve výrobní vertikále kuřecího masa, registrační číslo 201011110032. Výsledky byly publikovány v článku Čechura, L., Taussigová, T (2013): *Avian influenza and structural change in the Czech poultry industry*. Agricultural Economics.

rozsáhlá a ovlivnila téměř celou Asii. V polovině srpna 2005 se objevily zprávy o výskytu ptačí chřipky v Rusku, v říjnu se dostala do Turecka a odtud na Balkán. Třetí vlna na konci září 2005 v jihovýchodní Asii usmrtila 60 lidí. V současnosti se opět objevují zprávy o výskytu ptačí chřipky v Číně, avšak o závažnosti tohoto viru se nyní mluví zejména proto, že vir je zmutovaný a nefungují běžné lékařské zásahy. Napadá všechny věkové kategorie a tato vlna šíření je jedna z nejnebezpečnějších.

Když se v Evropě objevila ptačí chřipka v Rumunsku v roce 2005, EU vydala ochranná opatření, kterými se měly členské státy řídit. Prvním členským státem EU s výskytem ptačí chřipky bylo Řecko v roce 2007 a odtud tato choroba postupovala do dalších evropských zemí. Sousední Polsko bylo desátou zemí EU, která informovala o výskytu ptačí chřipky. První výskyt ptačí chřipky v ČR byl zaznamenán v roce 2006 u volně žijících labutí v jižních Čechách a na jižní Moravě. Ale v roce 2007 se virus poprvé objevil u drůbeže ZOD Zálší Tisová. Česká republika byla připravena na příchod nemoci od roku 2005, kdy byly poprvé vyhlášeny ochranné prostředky ze strany EU.

Na trhu drůbežím masem se v současnosti udrží zejména ti zpracovatelé, kteří mají dostačující výrobní kapacity a moderní technologie na zpracování suroviny. Silnou stránkou českého drůbežářského průmyslu je existence podniků chovajících a současně zpracovávajících drůbež v souladu s podmínkami stanovenými EU, čímž dosahují potenciální výhody z velikosti podniků. Velké drůbežárny se však na druhou stranu potýkají s problémy týkající se hygienických norem a i přes zřejmou výhodu z koncentrace výroby jsou chovy ztrátové. Největším důvodem jsou rostoucí ceny krmných směsí. Více méně stabilní poptávka po drůbežím mase by však mohla být příležitostí i do budoucna (Hlaváček a kol., 2013).

6.1.3 Mléko a mléčné výrobky

Mléko je specifickou potravinou, která má ve výživě lidí nezastupitelnou roli, a to především díky vysokému obsahu bílkovin, vitamínů a minerálů, mléčného cukru a dobře stravitelného mléčného tuku. Komodita mléko se řadí podle údaje

Souhrnného zemědělského účtu (z období průměru 2009-2011) na druhé místo podle podílu na celkové zemědělské produkci. Podíl komodity mléko je 18,3 % a je na prvním místě v zastoupení komodit živočišného původu.

Mlékárenství je rozvinutým oborem s bohatou tradicí a představovalo klíčový obor potravinářského průmyslu. Počet krav s tržní produkcí mléka klesá, ovšem tento stav je částečně kompenzován růstem užitkovosti. Výši průměrné roční užitkovosti (produkce mléka na ks) ovlivňuje plemeno – užitkový typ krávy (mléčná a kombinovaná plemena). Důležitým faktorem je výživa, reprodukční ukazatele a dlouhověkost krav. Pozitivní vliv na ekonomiku chovu skotu má rostoucí průměrná roční užitkovost krávy, která se do roku 2010 zvýšila na 6903,8 l/ks mléka. Nárůst dojivosti je způsoben např. rozšířením chovu mléčných plemen holštýnského typu, lepší kvalitou krmiva atd. Některé z problémů v chovu skotu mohou alespoň z části úspěšně řešit chovatelé na podnikové úrovni. Podle Boušky (2006) se problémy zlepšení natality a zvýšení celkové (životní) užitkovosti zvířat řeší např. obměnou stáda, jakostí produkce, reprodukčními ukazateli atd.

Výroba a zpracování mléka v zemědělství má v ČR dlouhodobou tradici, bilance výroby a spotřeby je uvedena v Tabulce 8. Předválečná produkce dosáhla podle údajů ČSÚ v roce 1936 3,8 mld. litrů a v poválečném období se do roku 1989 zvyšovala

až na 4,9 mld. litrů, jelikož hlavním cílem bylo zajistit kvalitní výživu pro obyvatele jak z hlediska množství, tak z hlediska živin obsažených v potravě a odvětví výroby mléka bylo důležitým exportním odvětvím. V průběhu transformačního období se výroba mléka prudce snížila a stabilizovala přibližně na úrovni 2,7 mld. litrů²⁶. Největším světovým producentem v mezinárodním srovnání zůstala EU a v rámci ní jsou to Německo a Francie. Trh mlékem a mléčnými produkty je vysoce konkurenční, závislý na kvalitě suroviny, zpracovatelské kapacitě, zajištění odbytových podmínek, diferenciaci výsledného produktu a podporu privátní značky.

²⁶ „Výroba mléka má klesající tendenci již od roku 1989, v roce 2007 byla její úroveň na poloviční hodnotě výroby v roce 1989. Díky poklesu výroby, poklesl i nákup mléka“ (Michal Němec, výkonný ředitel ČMSM)

I při stagnaci produkce jde stále o trh s mírným převisem nabídky a sezónními výkyvy. Každým rokem se spotřeba mléčných výrobků mírně zvyšuje. Je zde patrný rostoucí trend spotřeby mléčných výrobků v hodnotě mléka bez másla. Klesá spotřeba konzumního mléka a másla, což je trend projevující se v celém světě v závislosti na zdravé výživě, kde se ustupuje od živočišných tuků. Tyto poklesy jsou nahrazovány rostoucí spotřebou sýrů a kysaných mléčných výrobků. Předpokládá se, že poroste poptávka po výrobcích s vysokou přidanou hodnotou, jako tomu bylo doposud i v ČR. Zpracovatelské podniky, které se chtějí na trhu s mléčnými produkty prosadit, by měly využít výhody ze specializace a vybrat si užší skupinu mléčných produktů, které budou vyrábět.

Tabulka 8: Bilance výroby a spotřeby mléka a jeho ekonomika

Ukazatel	MJ	1989	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Průměr ²⁾	
Základní ukazatele produkce mléka																				
Průměrný stav dojených krav	tis ks	1248	768,00	751,00	702,00	647,00	642,00	547,00	529,00	477,00	459,60	433,30	437,90	422,90	409,80	402,50	394,10	378,40	525,09	
Průměrná roční užitkovost	l/ks	3982	4117,00	4301,00	4366,00	4837,550	3982,00	4117,00	5589,00	5718,00	5756,20	6006,20	6253,70	6370,40	6548,30	6776,20	6869,90	6903,80	5578,31	
Výroba	mil. l	4900	3031,00	3039,00	2703,00	2716,60	2736,20	2708,10	2701,80	2727,60	2645,70	2602,40	2738,80	3694,40	3683,50	2727,70	2707,60	2612,50	2860,99	
Bilance zpracování mléka																				
Počáteční zásoba	mil. l	x	56,80	49,80	40,00	36,00	51,70	31,60	62,80	64,60	132,60	92,10	69,40	66,30	55,70	71,10	97,70	59,90	64,88	
Nákup mléka	mil. l		4473,00	2564,00	2534,00	2419,00	2469,20	2490,00	2514,30	2532,20	2536,20	2530,90	2495,80	2476,30	2329,70	2381,20	2368,60	2291,70	2251,40	2449,03
Dovoz	mil. l	x	102,00	140,00	105,00	106,20	160,40	188,30	202,90	241,30	281,40	329,60	535,40	701,30	836,00	810,20	853,70	848,80	402,66	
Celková nabídka	mil. l	x	2722,80	2723,80	2564,00	2611,40	2702,10	2734,20	2797,90	2842,10	2944,90	2917,50	3081,10	3097,30	3272,90	3249,90	3243,10	3160,10	2916,57	
Domácí spotřeba	mil. l		3080,00	1840,00	1908,80	1881,00	1882,40	1963,70	2022,10	2031,70	2067,00	2080,50	2110,10	2182,20	2190,70	2244,00	2214,60	2233,20	2197,00	2065,56
Vývoz ²⁾	mil. l		1393,00	833,00	775,00	647,00	677,30	706,80	668,50	701,60	642,50	772,30	738,00	832,60	850,90	957,80	937,60	909,70	902,40	784,56
Celková poptávka	mil. l	x	2673,00	2683,80	2528,00	2559,70	2670,50	2690,60	2733,30	2709,50	2852,80	2848,10	3014,80	3041,60	3201,80	3152,20	3183,20	3099,40	2852,64	
Konečná zásoba	mil. l	x	49,80	40,00	36,00	51,70	31,60	43,60	64,60	132,60	92,10	69,40	66,30	55,70	71,10	97,70	59,90	60,70	63,93	
Ekonomika																				
Náklady na produkci ⁴⁾	Kč/l	x	x	x	x	x	x	x	x	x	7,06	7,91	8,11	8,00	8,59	8,78	8,12	8,01	8,07	
CZV mléko celkem	Kč/l	x	6,48	6,90	7,15	7,88	7,25	7,48	7,74	8,06	7,79	8,06	8,28	7,81	8,36	8,45	6,14	7,41	7,58	
CZV EU ⁵⁾	Kč/l	x	x	x	x	x	x	x	x	x	9,52	8,52	8,31	7,96	9,54	8,67	6,54	7,82	8,36	

1) údaje o dovozu a vývozu jsou předběžné, rovněž navazují na výpočty nabídky, poptávky a spotřeby

2) ve vývozu jsou zahrnuty výrobky a syrové mléko, realizované mlékárnami z nákupu mléka

3) průměr za období 1995-2010

4) náklady respondentů s podvojným účetnictvím podle výběrového šetření ÚZEI, rok 2010 odhad

5) CZV Německo, v přepočtu na standardní kvalitu 3,7 % obsahu tuku a 3,4% obsahu bílkovin

CZV Francie - přepočet kurzem 27,762 Kč/EUR

do zásob roku 2001 byly zahrnuty zásoby přírodních sýrů, které nebyly do uvedené doby sledovány

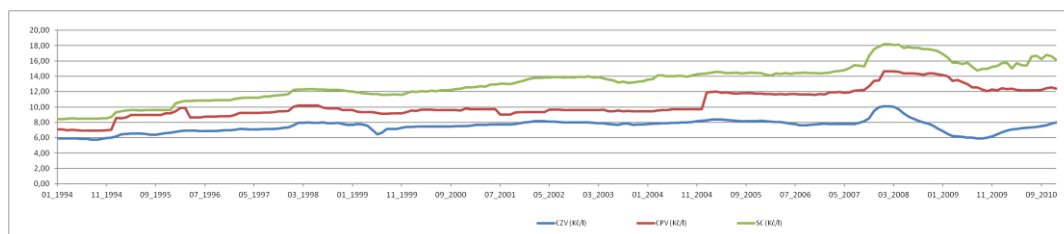
Zdroj: ČSÚ, *Statistika Mlék (Mze) 6-12, ZMP, ZMB, Výpočty ÚZEI a Mze, vlastní výpočty*

Podle výsledků šetření ÚZEI²⁷ „porovnání celkové úrovně nákladů a cen zemědělských výrobců mléka v ČR s dalšími zeměmi EU vykazuje příznivé výsledky pro ČR, což představuje dobrou konkurenční pozici pro české výrobce mléka na evropském trhu. Hledisko poměru nákladů a CZV mléka doplňují další aspekty konkurenceschopnosti, jakými jsou např. velikost zemědělských podniků s výrobou mléka. Nadprůměrná velikost českých podniků v evropském rozměru

²⁷ Agronavigátor – ÚZEI bull 7/2008

a výhoda snadnějšího svozu mléka vytváří příznivou pozici vůči zpracovatelskému průmyslu“. To je dáno zejména rozlohou a umístěním farem.

Graf 9: Ceny zemědělských a průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny mléka



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní výpočty

V průběhu analyzovaného období dochází k růstu rozpětí mezi jednotlivými cenovými úrovněmi, tzn. růst cenové hladiny CPV je vyšší než růst cenové hladiny CZV a nejrychleji rostou SC. Volatilita cenových časových řad je nízká, stejně jako jejich variabilita. Od roku 2007 můžeme pozorovat v Grafu 9 vyšší průměrné ceny na všech stupních výrobní vertikály.

Celá vertikála mléka a mléčných výrobků je také organizována na nadnárodní úrovni, v rámci Evropské unie. Výkupní ceny mléka po vstupu do EU se v ČR pohybovaly pod úrovní ceny placené zemědělcům v EU. K vyrovnání cen došlo až v únoru roku 2008. V roce 2008 se výkupní ceny pohybovaly v průměru za 8,38 Kč/ l. V srpnu roku 2008 došlo k radikálnímu snížení výkupních cen, což je patrné z Grafu 9. V budoucnu se předpokládá růst spotřeby v celé EU i mimo ni, který je žádoucí a je tedy důležité udržet zpracovatelské kapacity ČR a pomoci jim prosadit se na světovém trhu se svými kvalitními výrobky. Podle výhledů FAO a OECD se očekává v období 2011-2020 zvýšení produkce mléka o 153 mil t a zvýšení spotřeby mléka a mléčných výrobků v rozvojových zemích o 30%²⁸. ČR vyváží zejména základní surovinu, přičemž přidaná hodnota na zpracování mléka zůstává v zahraničí. Dovážejí se zejména zpracované výrobky a to prostřednictvím

²⁸ Ze zemědělské výhledové zprávy pro období 2011 – 2020 zpracované OECD a FAO vyplývá, že celosvětový mlékárenský sektor vstupuje do dekády s vyššími cenami, s pokračováním zvyšování spotřeby mléka a mléčných výrobků, ale i doby zvyšování výrobních nákladů.

obchodních řetězců. Zásoby této komodity jsou v podobě sušeného odstředěného mléka a trvanlivých sýrů a másla.

Mléko je v EU regulovanou komoditou již od roku 1984, kdy byl přijat systém mléčných kvót. Kontrola se uskutečňovala přímo u výrobce. Kvóta byla jak na mléko dodávané do mlékárny, tak na použití k jiným účelům. V roce 1968 byla zavedena SOT (společně pro chov skotu BTM), která garantovala ceny mléka a zajišťovala intervenční nákupy. Období let 2004-2013 je přechodným obdobím vzhledem k systému mléčných kvót, kdy dochází k jejímu každoročnímu navyšování. Podle prognóz vývoje na trhu s touto komoditou by měly CZV klesat až do roku 2014/2015 - v EU o 7 %, v ČR dokonce o 7,4% a s největší pravděpodobností dojde v roce 2015 k naprostému odbourání mléčných kvót.

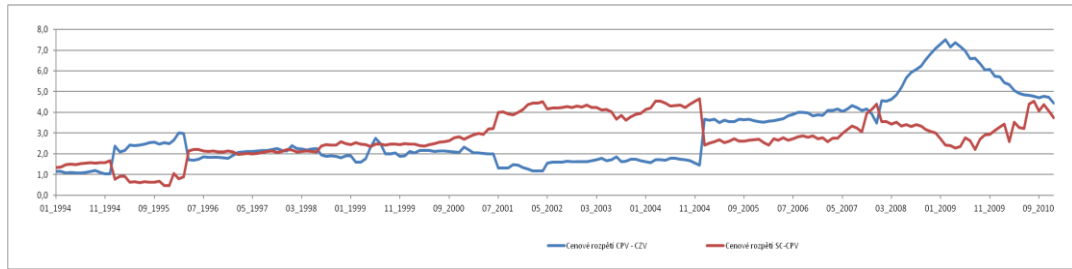
Díky ekonometrické analýze, která byla použita pro konkrétní modelování vztahů mezi zemědělci a zpracovateli mléka v rámci školního grantu IGA²⁹, lze nalézt podrobnější vyhodnocení vztahů v této vertikále. Z výsledků této analýzy plyne, že na výslednou cenu zemědělských výrobců nemá spotřebitelská, vývozní ani dovozní cena vliv, zatímco cena průmyslových výrobců má vliv signifikantní. Na cenu průmyslových výrobců nemá vliv pouze spotřebitelská a dovozní cena. Závislost vysvětlované proměnné (diference CZV) pouze na její předchozí hodnotě lze vysvětlit charakterem dodavatelsko-odběratelských vztahů v tomto odvětví. Jedním z determinantů CZV je vyjednávací síla zemědělců, kteří se setkávají s průmyslovými výrobci. Kontrakty bývají uzavírány na dobu maximálně 6 měsíců, přičemž častější jsou krátkodobější smlouvy.

Vzhledem k silnému tržnímu postavení mlékáren na trhu ve vztahu k zemědělcům jsou mlékárny schopny přenášet negativní cenové změny na farmáře a zmírnit tak

²⁹ Ekonometrická analýza hodnotového řetězce mléka byla provedena v rámci výzkumného záměru MSM 6046070906 a v rámci projektu IGA PEF ČZU v Praze - Aplikace teorie her v analýze chování subjektů na trhu s mlékem, registrační číslo 200911110026 a její výsledky byly publikovány v příspěvku: MATULOVÁ, K. – BUBÁKOVÁ, P. – ŠKUBNA, O. – TAUSSIGOVÁ, T. *Econometric Analysis of Milk Value Chain*. AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics, 2010, roč. II, č. 4-Special, s. 51 - 61. ISSN: 1804-1930. Některé dílčí výsledky jsou součástí deskriptivní analýzy této práce.

dopady na sebe samotné. Jak již bylo poznamenáno, mlékárny jsou vázány dodavatelsko-odběratelskými smlouvami. Stejným způsobem jsou uzavírány smlouvy s velkoobchodními a maloobchodními řetězci. Z výsledků studie vyplývá, že mlékárny jsou silně ovlivněny jejich vlastními cenami z předchozích období, zatímco zemědělské výrobce nejsou dostatečně silní, aby byli schopni ovlivnit ceny průmyslových výrobců. Trh mléčnými výrobky je trhem nedokonale konkurenčním, což způsobuje modifikaci působení nabídky a poptávky na tržní rovnováhu (viz Matulová, K. a kol. 2010). Stranu nabídky na trhu s mlékem v tomto případě tvoří zemědělské podniky. Stranu poptávky tvoří mlékárny, u kterých je možné a pravděpodobné zneužívání tržní síly vzhledem k jejich oligopsonistickému postavení. Toto nedokonale konkurenční prostředí způsobuje nerovnoměrné přenášení ekonomických sil působících v rámci vertikály, což způsobuje asymetrii cenové transmise na jednotlivých stupních vertikály mléka (viz Matulová, K. a kol. 2010).

Cenové rozpětí mezi jednotlivými trhy je zobrazeno v Grafu 10. Za sledované období dochází k velkým výkyvům jednotlivých cenových rozpětí. V lednu roku 1995 dochází k prudkému růstu cen průmyslových výrobců, oproti stagnujícím cenám zemědělských výrobců a i přes růst cenové úrovně spotřebitelských cen je rozpětí na prvním stupni hodnotového řetězce vyšší než na jeho druhém stupni (první protnutí cenových rozpětí na Grafu 10). V dubnu roku 1996 dochází k mírnému propadu cen průmyslových výrobců a rozpětí se přibližuje, přičemž mírně vyšší je na druhém stupni vertikály (druhé protnutí cenových rozpětí na Grafu 10). V roce 1998, resp. spíše pravidelně do roku 2000 rostou významněji spotřebitelské ceny a rozpětí má rostoucí tendenci, a to až do ledna roku 2005, kdy výrazně stoupají ceny průmyslových výrobců bez růstu cen zemědělských výrobců (třetí protnutí cenových rozpětí na Grafu 10). K velkému vychýlení obou rozpětí dochází období let 2008-2009, kdy se snižují ceny zemědělských výrobců a rostou ceny potravinářských výrobců (viz Graf 9). Posuny obou rozpětí jsou v této vertikále velmi výrazné a mohou naznačovat strukturální změny na jednotlivých trzích.

Graf 10: Cenové rozpětí v rámci českého trhu mlékem a mléčnými výrobky

Zdroj: vlastní výpočty

Zrušení mléčných kvót bude příležitostí, ale i rizikem pro celý mlékárenský průmysl, jelikož dojde k výraznému růstu konkurence a udržení se na trhu s odpovídajícími příjmy bude obtížnější. V rámci podpor ekologického způsobu hospodaření je příležitostí chov dojených krav v horských a podhorských oblastech, tzv. LFA, kde je dostatečná a kvalitní krmivová základna v podobě trvalých travních porostů. Potenciálem pro zpracovatele je propagace národních, českých výrobků a podpora spotřeby pomocí různých podpůrných programů, jako je např. „program školní mléko“. Mlékárny mají většinou nižší technologickou vybavenost. Příležitostí by pro ně měla být modernizace technologií a pomocí různých dotačních programů by toho mlékárny měly být schopny (Hlaváček a kol., 2012).

6.2 Ekonometrická analýza vybraných výrobních vertikál

Vzhledem k předpokladu nestacionárnosti analyzovaných časových řad je nejprve v empirické části vlastní ekonometrické analýzy testován stupeň integrace časových řad cen zemědělských výrobců, cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen. Pro každou vertikálu je tato analýza zpracována samostatně. K testování stupně integrace je využit Augmented Dickey Fuller test (1979) jednotkového kořene.

Následně je analyzován kointegrační vztah zkoumaných proměnných a provedeny testy stability parametru. Hansen (1992) testy jsou využity k analýze stability, resp. nestability parametru, konkrétně L_c , MeanF a SupF test. Testy se liší ve volbě alternativní hypotézy a mohou se vzájemně vylučovat. Důraz je kladen zejména na SupF test. Tento test má sílu určit, zda se objevil posun v režimu, resp.

zda došlo k výskytu strukturálního šoku. Rekurzivně odhadnutá statistika SupF testu je znázorněna na grafech pro jednotlivé analyzované vztahy a je zde také znázorněn možný okamžik posunu v režimu. Pro určení a porovnání okamžiku výskytu strukturálního šoku je použit dále Gregory a Hansen (1996) residual-based test, který umožňuje také určit období výskytu, poskytuje lepší vlastnosti konečného vzorku a umožňuje testovat 3 typy strukturální změny (úrovně v posunech).

Závěrečná část ekonometrické analýzy je zaměřena na dopad případných strukturálních šoků, změny v tržní síle a struktuře hodnotových řetězců analyzovaných vertikál. Nejprve byl proveden odhad parametrů bez výskytu strukturálního šoku, tedy bez zahrnutí dummy proměnné na obou stupních hodnotového řetězce vybrané vertikály. Poté byly odhadnuty parametry pro každý stupeň vertikály se zohledněním výskytu strukturální změny (zahrnutím dummy proměnné v závislosti na odhadnutých hodnotách testů stability parametru), tedy odhadnutí parametrů před a po výskytu bodu zlomu. Zjištěné výsledky jsou následně vzájemně porovnány. Změny v tržní síle jednotlivých článků vertikály jsou hodnoceny v závislosti na výsledcích odhadů a ze skutečností obsažených v deskriptivní analýze. Kompletní výsledky odhady parametrů z programu RATS jsou uvedeny v přílohách 3 – 22 dle jednotlivých vertikál a jejich stupňů.

6.2.1 Pšenice a pekařské výrobky

Tabulka 9 ukazuje testové statistiky (A)DF testu pro rozdílné zpoždění a deterministické předpoklady. Zatímco pro zpoždění v délce 2 období se jeví všechny tři cenové časové řady pšenice jako nestacionární (kromě hodnoty s konstantou u CZV a CPV, u SC jsou všechny hodnoty nestacionární), pro vyšší hodnotu zpoždění neobsahují časové řady jednotkový kořen - jsou stacionární (neplatí pro model bez konstanty u všech třech časových řad, který je ve všech zvolených zpoždění nestacionární, u SC je nestacionární ještě hodnota modelu s konstantou a trendem pro zpoždění v délce 6 měsíců).

Pro diferencované časové řady všech stupňů vertikály pšenice dCZV, dCPV a dSC je odpovídající stacionární povaha časových řad (s výjimkou modelu bez konstanty u

dCPV a dSC pro délku zpoždění 6 měsíců). Ceny zemědělských výrobců, ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny pšenice jsou integrovány řádu I(1) s konstantou, jsou tedy nestacionární a obsahují jednotkový kořen. Je tedy nutné dále zkoumat, zda existuje dlouhý vztah mezi časovými řadami, tzn., zda jsou kointegrované.

Tabulka 9: ADF test jednotkového kořene – pšenice pekařské výroby

ADF test		CZV	dCZV	CPV	dCPV	SC	dSC
2 lags	no intercept	0.32203	-5.70543***	0.50207	-3.31634***	0.29317	-4.98985***
	Intercept	-2.8353*	-5.70307***	-3.14903**	-3.32691**	-1.92370	-4.98030***
	intercept and trend	-2.82779	-5.68841***	-3.18543	-3.27408*	-1.94050	-4.97140***
6 lags	no intercept	0.29562	-3.76439***	0.48942	-2.98891***	0.35176	-2.99868***
	Intercept	-3.60374***	-3.77178***	-3.85737***	-2.99410**	-2.70525*	-2.98785**
	intercept and trend	-3.60395**	-3.76397**	-3.92750**	-2.90997	-2.73755	-2.95957
12 lags	no intercept	0.16700	-3.85070***	0.54773	-3.76515***	0.40942	-3.26203***
	Intercept	-4.39108***	-3.84211***	-3.39978**	-3.77387***	-3.17292**	-3.25545**
	intercept and trend	-4.37540***	-3.76238**	-3.43860**	-3.64765**	-3.19997*	-3.22383*

Poznámka: *, **, *** značí hladinu významnosti 10%, 5% a 1%

Zdroj: vlastní výpočet, RATS,

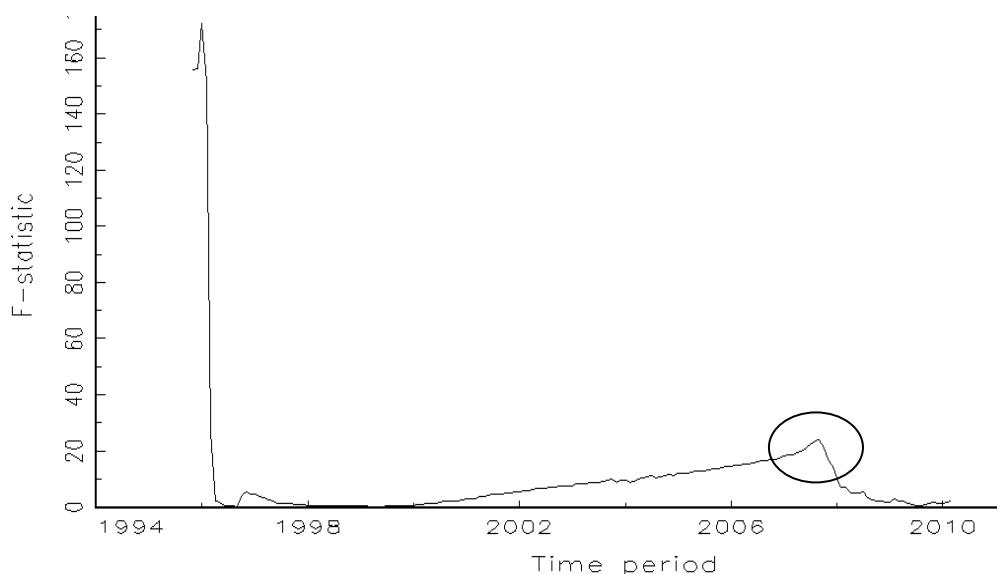
V Grafu 11 je zobrazen vývoj odhadnuté SupF testové statistiky pro vztah mezi cenami zemědělských výrobců a cenami průmyslových výrobců, která značí posun v roce 2007. Přesný okamžik výskytu zlomu je určen Gregory a Hansen (1996) testem, který testuje 3 různé režimy.

Výsledky jednotlivých testů Hansen (1992) testu jsou následující:

Lc (1.2850787)* MeanF (10.163343)** SupF (172.15020)***.**

Tabulkové hodnoty Lc, MeanF a SupF testu jsou uvedeny v Příloze 1. SupF test a Lc test jsou významné dokonce na 1% hladině významnosti, MeanF test je významný na 5% hladině významnosti.

Graf 11: Hansen (1992) test SupF - regrese CZV a CPV – pšenice



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

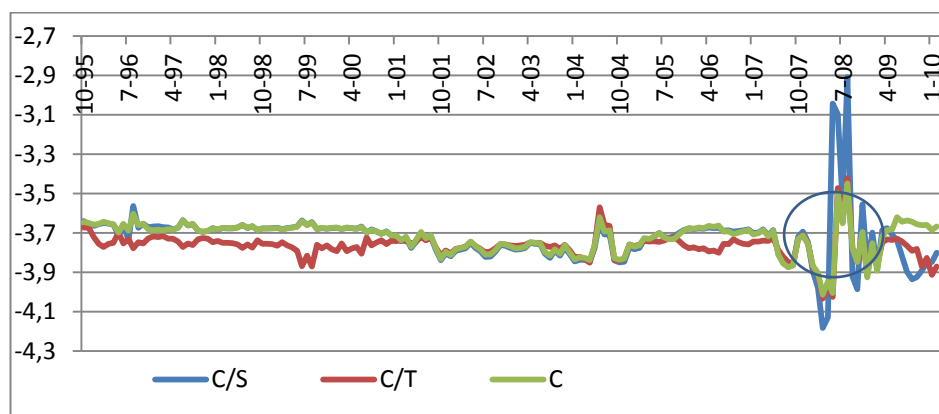
Na začátku sledovaného období je zřejmý prudký pokles SupF testové statistiky (Graf 11), který ovšem není uvažován vzhledem k tomu, že odhad testu na začátku sledovaného období nemusí být robustní. Na základě uvedeného lze tedy pro 1. stupeň hodnotového řetězce pšenice z Grafu 11 vyčíst ve druhé půli roku 2007 lokální maximum a potvrzuje výskyt strukturální změny v tomto období.

Tabulka 10: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – pšenice - CZV a CPV

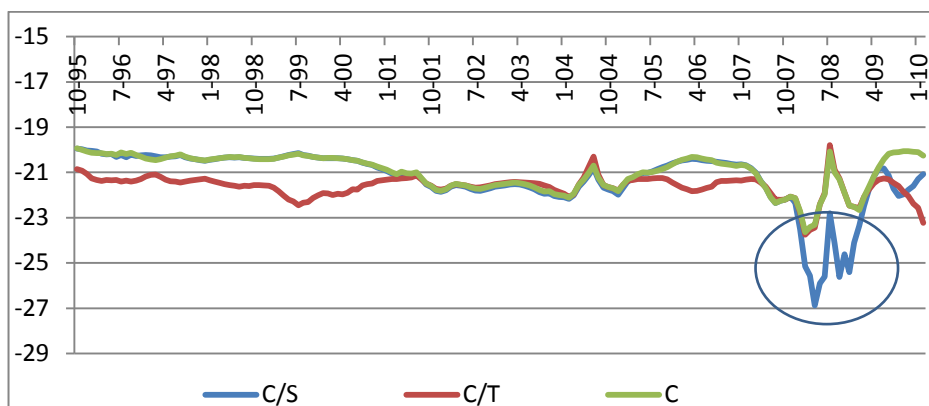
	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-4,1898553	0,78921569	červenec 07
<i>C/T</i>	-4,2205128	0,78921569	červenec 07
<i>C/S</i>	-4,9598496**	0,78921569	červenec 07
<i>Z_t</i>			
<i>C</i>	-3,6099357	0,82843137	březen 08
<i>C/T</i>	-3,6014832	0,78431373	červen 07
<i>C/S</i>	-4,5378697	0,80882353	listopad 07
<i>Z_a</i>			
<i>C</i>	-26,162772	0,78431373	červen 07
<i>C/T</i>	-26,313358	0,78431373	červen 07
<i>C/S</i>	-38,834828	0,80882353	listopad 07

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Následně byl proveden Gregory a Hansen (1996) test, který vykazuje úroveň posunu v kointegračním vztahu s trendem a posunu vektoru sklonu C/S významnou na 5% hladině významnosti s časovým určením zlomu v červenci roku 2007 a je zamítnuta nulová hypotéza o nepřítomnosti kointegrace. Výsledky Gregory a Hansen (1996) testů jsou uvedeny v Tabulce 10. Oba použité testy poskytují shodné výsledky. Uvádí, že k posunu v režimech došlo v roce 2007, dle Gregory a Hansen (1996) testu přesně v červenci 2007.

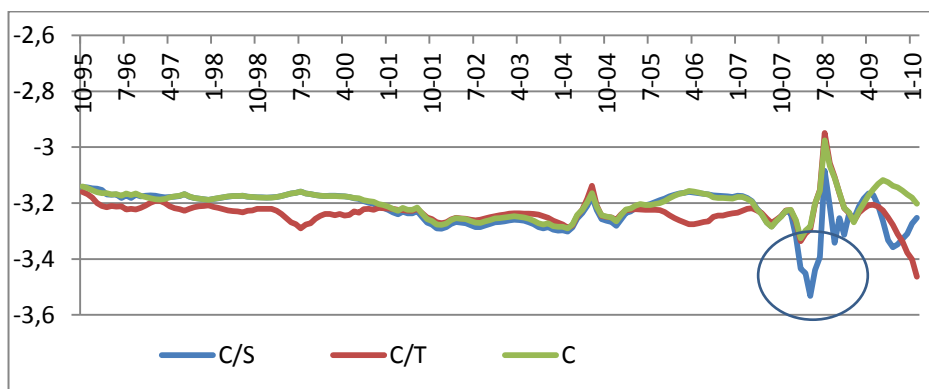
Graf 12: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test – 1. stupeň vertikály pšenice

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, EXCEL

Graf 13: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 1. stupeň vertikály pšenice

Zdroj: Vlastní výpočet, EXCEL

Statistiky testů kointegrace s posunem v režimech ADF, Z_α a Z_t jsou zobrazeny v Grafech 12-14. Pokud analyzujeme strukturální šok projevující se posunem v režimech, pak všechny tři testy ADF, Z_α a Z_t test shodně vykazují minimální hodnotu testových statistik v hospodářském roce 2007/2008. Všechny tři testové statistiky mají obdobné průběhy grafů s výkyvy ve stejných obdobích. Pokles hodnot začal v červenci 2007, kdy prudce vzrostly ceny potravinářské pšenice.

Graf 14: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 1. stupeň vertikály pšenice

Zdroj: Vlastní výpočet, EXCEL

Nárůst cenové hladiny zemědělských výrobců započal již v marketingovém roce 2006/2007, a to zejména z důvodu nižší kvality sklizeného obilí. Pro hospodářský rok 2007/2008 je z grafu vývoje cen pšenice (Graf 1) zřejmé prudké zvýšení cen zemědělských výrobců a cen průmyslových výrobců. Ceny zemědělských výrobců

a ceny průmyslových výrobců dosáhly svého maxima v hospodářském roce 2007/2008, a to jak na domácích, tak i na světových trzích, což je příčinou výskytu strukturální změny. Výskyt strukturálního šoku je v tomto případě také důsledkem zvyšující se poptávky po pšenici z důvodu zájmu o nepotravinářské využití a růstu poptávky po produktech rostlinné výroby na světových trzích.

V roce 2009, resp. v hospodářském roce 2008/2009 došlo následně k poklesu cen o 1500 Kč/t za tunu. Výkyv je patrný na grafech testových statistik (Graf 12 - 14). Pokles cen byl způsoben zejména rekordními výnosy zemědělců v rámci celé EU, což způsobilo přetlak obilovin na evropském trhu a růst nabídky stlačil ceny potravinářské pšenice opět na nižší úroveň. Ceny v České republice kopírovaly ceny na evropské úrovni. Na konci analyzovaného období došlo k dalšímu růstu cen v důsledku růstu cenové úrovně na zahraničních trzích a na trhu EU. Ceny potravinářské pšenice rostly zejména z důvodu vyšších cen zrna (osiva), které zaznamenaly výrazný nárůst.

Kvantifikace vztahů na prvním stupni hodnotového řetězce potravinářské pšenice je uvedena v Tabulce 11, kdy do odhadu nebyl zahrnut výskyt strukturální změny. Předpokladem je stabilita parametrů po celé analyzované období. Kompletní výsledky odhadů parametrů pro model bez zahrnutí dummy proměnné na prvním stupni vertikály pšenice jsou uvedeny v Příloze 3. Parametr sklonu je statisticky významný, proměnná $D1_t$ představující konstantu vyjadřuje vynaložené marketingové náklady a není statisticky významná. Koeficient determinace R^2 vyjadřuje, že model je z 99,75 % vysvětlen zahrnutými vysvětlujícími proměnnými³⁰.

³⁰ R^2 je koeficient determinace vyjadřující těsnost závislosti. Udává míru vysvětlení změn endogenní proměnné v důsledku změny zahrnutých exogenních proměnných daného modelu. Často se používá také korigovaný koeficient determinace, který je upravený o příslušný počet stupňů volnosti (v závislosti na počtu pozorování a zahrnutých proměnných)

Tabulka 11: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály pšenice bez zohlednění strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1995 – prosinec 2010					
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	318.58399658	0.56586275			
CPV1 _t	0.50680412	0.00000000			
RHO	0.93165162	0.00000000	SSR	6738043.5406	
R ²	0.997512		SEE	189.8218070	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Vztah mezi závisle proměnnou cenou zemědělských výrobců a nezávisle proměnnou cenou potravinářských výrobců bez zohlednění posunu v režimech je následující:

$$\mathbf{CZV}_t = \mathbf{318,584} + \mathbf{0,507} \mathbf{CPV1}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6.1)$$

Úroveň marketingových nákladů v rovnici tržního rozpětí prvního stupně výrobové vertikály pšenice bez zohlednění strukturální změny představuje 318,584 Kč, avšak tento parametr není statisticky významný. V případě, že se cena průmyslových výrobců zvýšila o 1,- Kč, vzrostla cena zemědělských výrobců o 0,507,- Kč. Vzájemný vztah je přímo úměrný.

Při odhadu parametrů byla do modelu následně zahrnuta dummy proměnná s uvažovaným posunem v režimech v červenci 2007. Tabulka 12 prezentuje výsledky odhadu parametrů teoretického modelu tržního rozpětí 1. stupně vertikály potravinářské pšenice se zohledněním strukturální změny. Odhady ukazují, že konstanta se oproti předchozímu modelu výrazně snížila a parametr sklonu je v období po výskytu šoku vyšší.

Interpretujeme-li změnu v parametru sklonu jako změnu v tržní síle producentů, pak z výsledků odhadů lze konstatovat, že zpracovatelské podniky ztratily svoji tržní sílu. Pokud je první stupeň hodnotového řetězce zkoumán bez výskytu šoku, pak se parametr sklonu nachází mezi hodnotami před a po výskytu šoku (všechny zjištěné parametry sklonu jsou statisticky významné). Hodnota konstanty není ani v jednom případě statisticky významná, tzn., zjištěná úroveň marketingových

nákladů není zcela vypovídající. Koeficient determinace vyjadřuje, že model je z 99,7% popsán vysvětlujícími proměnnými.

Tabulka 12: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály pšenice se zohledněním strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1995 – červen 2007			Období: červenec 2007 – prosinec 2010		
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
D _{1t}	533.11501037	0.52844949	D _{2t}	158.91711680	0.82895785
CPV _{1t}	0.47381923	0.00025868	CPV _{2t}	0.52748088	0.00000046
RHO	0.93242720	0.00000000	SSR	6733471.8351	
R ²	0.997513		SEE	189.7573998	

Zdroj: Vlastní výpočet RATS

Vztah cen zemědělských výrobců a průmyslových výrobců se zohledněním jednoho strukturálního šoku ve vertikále pšenice je zachycen v následující rovnici:

$$CZV_t = 533,12 D_{1t} + 158,92 D_{2t} + 0,47 CPV_{1t} D_{1t} + 0,53 CPV_{2t} D_{2t} + \varepsilon_t, \quad (6.2.)$$

kde pokud je $t < 07:2007$, pak je $D_{1t} = 1$, v ostatních případech je $D_{1t} = 0$ a pokud je $t \geq 07:2007$, je $D_{2t} = 1$, v ostatních případech je $D_{2t} = 0$. Výsledná rovnice uvádí, že došlo-li v období od ledna 1995 do června 2007 ke zvýšení ceny průmyslových výrobců o 1,- Kč, pak se cena zemědělských výrobců zvýšila o 0,474,- Kč, zatímco v období od července 2007 do prosince 2010 vzrostla cena zemědělských výrobců o 0,527,- Kč z čehož vyplývá, že tržní pozice zpracovatelských podniků oslabil.

Ztráta tržní pozice zpracovatelských podniků v červenci 2007 byla zapříčiněna situací na zahraničních trzích, jelikož po sklizni v roce 2007 se na světovém trhu objevovaly zprávy o neúrodě tradičních producentů pšenice a významných exportních zemí (jako je např. Austrálie), poklesu světových zásob a rostoucí poptávce po potravinářské pšenici. Domácí producenti v důsledku předpokladů kvalitní a dostatečné sklizně nereagovali dostatečně rychle na signály zahraničních trhů a i přes fakt, že domácí produkce v roce 2007/2008 byla kvalitativně i kvantitativně odpovídající, byl růst cenové hladiny enormní, a to s určitým zpožděním v důsledku prodlevy mezi sklizní a exportem obilí do sousedních zemí.

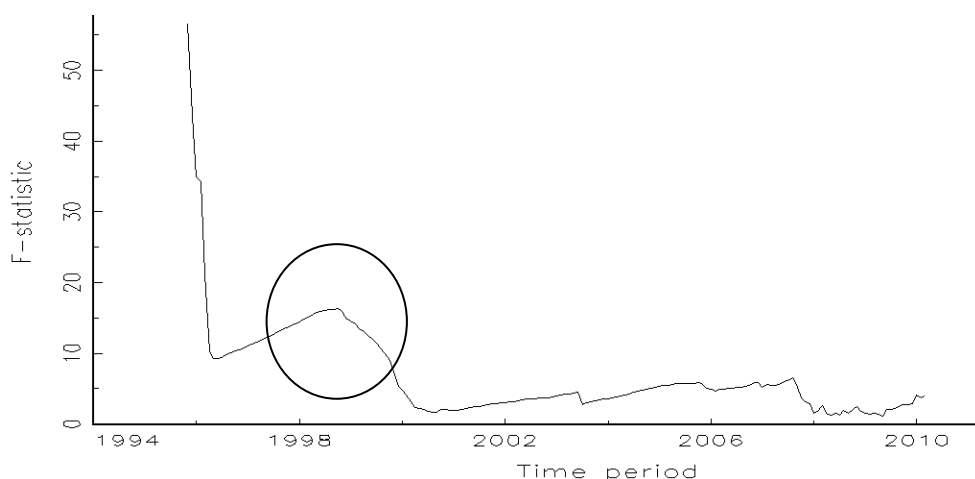
Pro zjištění situace na navazujícím článku vertikály pšenice byl zjišťován výskyt strukturální změny na druhém stupni hodnotového řetězce pomocí Hansen (1992) testu nestability parametru, jehož výsledky pro jednotlivé testy jsou následující:

Lc (0.66154527) MeanF (6.9142845) SupF (56.515134)

SupF test je významný na 1% hladině významnosti, zatímco Lc test pouze na 5% a MeanF test na 10% hladině významnosti. Zobrazení průběhu testové statistiky SupF testu je patrné z Grafu 15.

Na základě výsledků SupF testu lze konstatovat, že v analyzovaném vztahu došlo k posunu v režimech a zamítáme tak nulovou hypotézu klasického modelu kointegrace s implicitním předpokladem dlouhodobého stabilního kointegračního vektoru. K posunu v režimech na tomto stupni vertikály potravinářské pšenice došlo v roce 1996, kdy křivka prudce klesá a následně roste do lokálního maxima v roce 1999. Časové určení bude potvrzeno či vyvráceno následně provedeným Gregory a Hansen (1996) testem. Pokles nebude na začátku sledovaného období uvažován vzhledem k tomu, že odhad by nebyl robustní.

Graf 15: Hansen (1992) test SupF - CPV a SC regrese - pšenice



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS

Výsledky Gregory a Hansen (1996) testu (minimálních hodnot tohoto testu) jsou uvedeny v Tabulce 13 a z ní vyplývá, že doba posunu režimu nastala v roce 1996, konkrétně v červenci 1996. Zjištěná úroveň posunu v kointegračním vztahu s trendem je podle testové statistiky významná dokonce na 1% hladině významnosti.

Posun vektoru sklonu je významný pouze na 10% hladině významnosti u $Z\alpha^*$ a Z_t^* testu, na 5% hladině významnosti je významný u ADF testu.

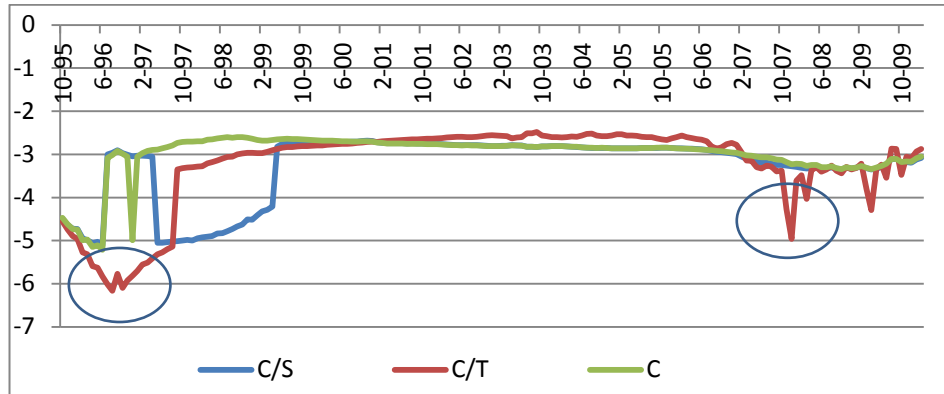
Tabulka 13: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – pšenice - CPV a SC

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-5.2114380***	0.093750000	červen 1996
<i>C/T</i>	-6.1639472***	0.10416667	srpen 1996
<i>C/S</i>	-5.1104070**	0.093750000	červen 1996
<i>Z</i>			
<i>C</i>	-5.0599793**	0.098958333	červenec 1996
<i>C/T</i>	-5.8989419***	0.098958333	červenec 1996
<i>C/S</i>	-4.9160331*	0.098958333	červenec 1996
<i>Zα</i>			
<i>C</i>	-44.572531**	0.098958333	červenec 1996
<i>C/T</i>	-58.179655***	0.098958333	červenec 1996
<i>C/S</i>	-42.231367*	0.098958333	červenec 1996

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

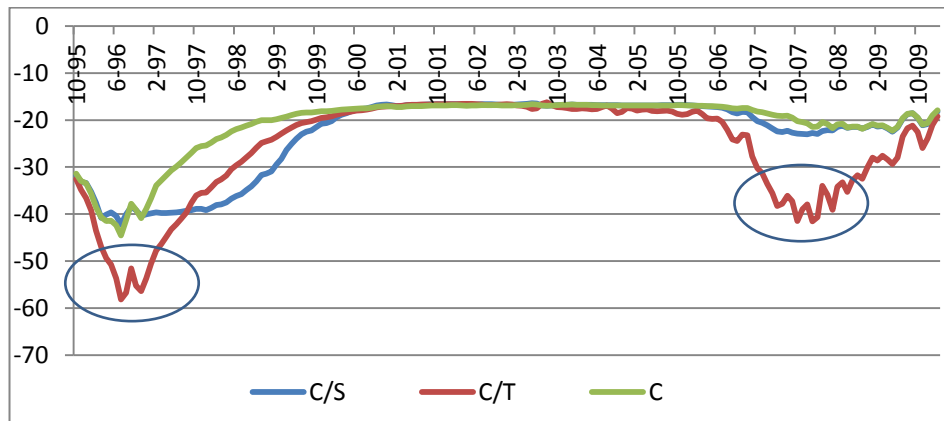
Veškeré hodnoty Gregory a Hansen (1996) testu spočítané pro zkoumané období jsou zobrazeny graficky. Na všech třech grafech je patrná minimální hodnota v roce 1996, konkrétně v červenci s mírným zakolísáním. Pro hodnoty prováděných testů je zřejmý výkyv ještě v říjnu roku 2007, což potvrzuje i mírné zvýšení hodnoty na Grafech 16 – 18 testů ADF, Z_α a Z_t . Lze předpokládat, že v tomto období mohlo dojít ještě k dalšímu bodu zlomu, avšak předpokladem v rámci tohoto testu je pouze jeden okamžik výskytu strukturální změny.

Graf 16: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test – 2. stupeň vertikály pšenice



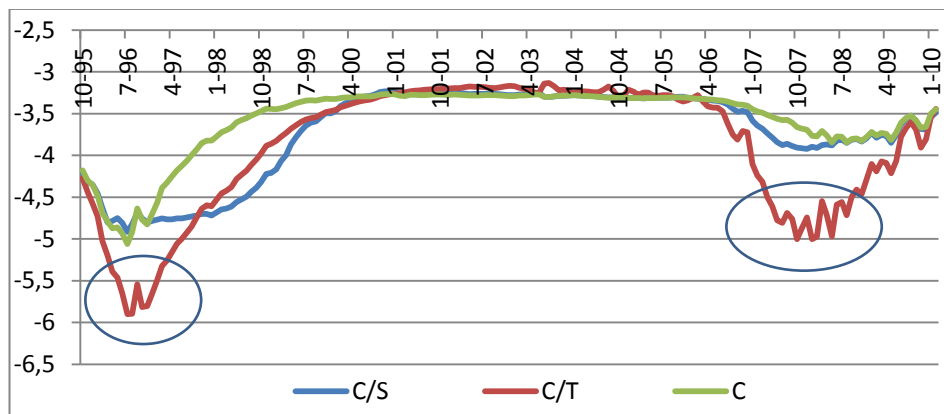
Zdroj: Vlastní výpočet, Gauss, Excel

Graf 17: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test – 2. stupeň vertikály pšenice



Zdroj: Vlastní výpočet, Gauss, Excel

Graf 18: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test – 2. stupeň vertikály pšenice



Zdroj: Vlastní výpočet, Gauss, Excel

V marketingovém roce 1996/1997 byly počáteční zásoby velice nízké a cena potravinářské pšenice byla po sklizni dokonce o 51% (3 980 Kč/t) vyšší než v roce předcházejícím a docházelo k poklesu domácí spotřeby. V následujícím hospodářském roce 1997/1998 dokonce CZV potravinářské pšenice dosahovala nejvyšší hodnoty za celé zkoumané období (4 331 Kč/t).

Odhady parametrů tržního rozpětí mezi spotřebitelskými cenami a cenami průmyslových výrobců bez zohlednění strukturálního šoku jsou zaneseny do níže uvedené tabulky 14. Kompletní výsledky tohoto odhadu jsou v Příloze 5. Koeficient determinace v tomto případě vykazuje silnou těsnost závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlujících proměnných (99,95%).

Tabulka 14: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály pšenice bez zohlednění strukturální změny – závislost CPV a SC

Období: leden 1995 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
DI_t	4327.3742732	0.00000000			
$SC1_t$	0.2504099	0.00000000			
RHO	0.9736254	0.00000000	SSR	3955760.1448	
R^2	0.999544		SEE	145.4434514	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Vztah, který charakterizuje vazby na druhém stupni výrobní vertikály pšenice mezi cenami potravinářských výrobců a spotřebitelskými cenami je:

$$CPV_t = 4327,37 + 0,25 SC1_t + \varepsilon_t, \quad (6.3)$$

Výsledky odhadu parametrů modelu tržního rozpětí na prvním stupni výrobní vertikály jsou statisticky významné a lze tedy konstatovat, že došlo-li za sledované období ke změně spotřebitelské ceny o 1,- Kč, vzrostla cena průmyslových výrobců o 0,25,- Kč. Tržní pozice obchodníků je vyšší než tržní pozice zpracovatelů na prvním stupni výrobní vertikály. Úroveň marketingových nákladů obchodního článku představuje 4 327,347 Kč a je více než 13x větší než úroveň marketingových nákladů průmyslových výrobců na prvním stupni vertikály pšenice.

Zahrnutím výskytu bodu zlomu, zjištěného pomocí testů stability parametru v červenci 1996, je získán níže uvedený odhad parametrů tržního rozpětí druhého stupně vertikály potravinářské pšenice (kompletní výsledky jsou v Příloze 6). Odhady ukazují, že konstanta se po výskytu šoku výrazně zvýšila, tzn., čtyřnásobně se zvýšila úroveň marketingových nákladů. Konstanta v prvním období ovšem není statisticky významná a v období bez výskytu zlomu je úroveň marketingových nákladů podstatně vyšší.

Tabulka 15: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály pšenice – závislost CPV a SC

Období: leden 1995 – červen 1996			Období: červenec 1996 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	1135.9885580	0.42979488	D2 _t	4548.349632	0.00000000
SC1 _t	0.5682217	0.00013289	SC2 _t	0.2378441	0.00000000
RHO	0.9680110	0.00000000	SSR	3834125.7413	
R ²	0.999558		SEE	143.1898956	

Zdroj: Vlastní výpočet, RATS

Parametr sklonu je v období po strukturální změně nižší, což lze interpretovat jako zvýšení tržní síly subjektů na spotřebitelské úrovni – obchodního článku. Vztah na druhém stupni hodnotového řetězce vertikály pšenice se zahrnutým strukturálním šokem v červenci 1996 je následující:

$$CPV_t = 1135,99 D1_t + 4548,35 D2_t + 0,57 SC1_t D1_t + 0,24 SC2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.4)$$

kde pokud je $t < 07:1996$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 07:1996$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Parametry sklonu a konstanta ve druhém období jsou statisticky významné. Koeficient determinace udává, že je cena průmyslových výrobců z 99,95% vysvětlována zahrnutými vysvětlujícími proměnnými, tedy cenou spotřebitelskou a úrovní marketingových nákladů. V případě, že v období od ledna 1995 do června 1996 došlo ke zvýšení spotřebitelské ceny o 1,- Kč, pak rostla cena průmyslových výrobců o 0,5682,- Kč a po červnu 1996 rostla CPV o 0,238,- Kč. Došlo tedy

k upevnění pozice obchodních článků a ztráty pozice průmyslových podniků na druhém stupni výrobní vertikály.

Cenové rozpětí obou stupňů vertikály se také v červenci 1996 vzájemně výrazně přiblížilo a jak již bylo zjištěno v rámci deskriptivní analýzy, v říjnu roku 1996 bylo cenové rozpětí na prvním stupni vertikály vyšší než na druhém stupni vertikály. Příčinu toho lze dovozovat z růstu cen průmyslových výrobců, který byl vyšší než růst cen zemědělských výrobců či spotřebitelských cen, avšak tržní pozice obchodního článku byla silnější.

Z makroekonomického pohledu dle výroční zprávy ČNB z roku 1996 byl hospodářský vývoj charakterizován velmi slabým hospodářským růstem zemí EU, se kterými ČR obchodovala nejvíce, což mělo za následek oslabení zahraniční poptávky po českých produktech. Tržní pozice zpracovatelských podniků však byla oslabena, vzrostla tržní nedokonalost a pozice obchodních společností se upevnila.

Ke zneužívání tržní síly v rámci této vertikály dochází zejména na posledním stupni vertikály u obchodních řetězců. Výsledky odhadu parametrů jsou odpovídající zvýšení tržní síly obchodních řetězců a růstu marketingových nákladů na druhém stupni hodnotového řetězce u vertikály pšenice v červenci 1996.

6.2.2 Maso a masné výrobky – hovězí, vepřové, drůbeží

HOVĚZÍ MASO

Tabulka 16 zahrnuje testové statistiky (A)DF testu pro rozdílné zpoždění a různé deterministické předpoklady. Zemědělské, zpracovatelské i spotřebitelské ceny hovězího masa jsou integrovány řádu I (1) s trendem (obsahují jednotkový kořen, jsou nestacionární na hladině významnosti 1%), a to konkrétně: pro délku zpoždění 2 měsíce - u modelu bez konstanty u CZV a SC, pro zpoždění půl roku u modelu bez konstanty pro CZV a u modelu s konstantou pro CPV, pro délku zpoždění 1 roku pro všechny modely u CZV a pro modely s konstantou a konstantou s trendem u CPV a SC. V ostatních případech jsou cenové časové řady hovězího masa stacionární. Vzhledem k tomu, že jsou k analýze použita měsíční data, čím delší

hodnoty zpoždění jsou zvolena, čím více vypovídající je detekce nestacionarity časových řad.

Hodnoty diferencovaných časových řad jsou na hladině významnosti 1% ve všech třech případech stacionární, tj. diferencované časové řady neobsahují jednotkový kořen a jsou tedy ve všech případech (jak u CZV, tak u CPV a SC) integrovány řádu 0 – I(0).

Tabulka 16: ADF test jednotkového kořene – hovězí maso

ADF test		CZV	dCZV	CPV	dCPV	SC	dSC
2 lags	no intercept	0.58239	-7.51794***	1.65325*	-5.51824***	1.60479	-5.93164***
	Intercept	-4.03509***	-7.54799***	-3.36155**	-5.75516***	-4.28305***	-6.18205***
	intercept and trend	-5.06024***	-7.57957***	-6.16989***	-5.84527***	-6.89232***	-6.41164***
6 lags	no intercept	0.64926	-6.43045***	2.02786**	-7.50752***	1.95424**	-7.53260***
	Intercept	-3.08160**	-6.46310***	-2.55279	-7.98021***	-2.85640*	-7.92456***
	intercept and trend	-4.06014***	-6.46721***	-4.82005***	-7.98859***	-4.71675***	-8.02196***
12 lags	no intercept	0.69009	-4.58074***	2.11773**	-4.83249***	1.97473**	-4.66160***
	Intercept	-2.03602	-4.63528***	-1.23086	-5.30854***	-1.81830	-5.09951***
	intercept and trend	-2.87821	-4.63173***	-2.71129	-5.21620***	-2.90653	-5.12397***

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

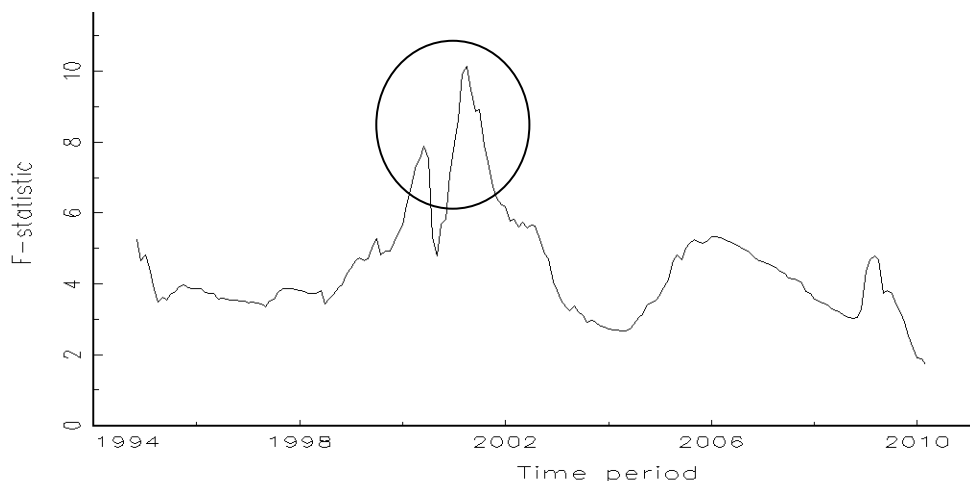
Pro určení stability vztahu mezi zemědělskými cenami a cenami průmyslových výrobců hovězího masa poskytuje Hansen (1992) test následující výsledky:

Lc (0.48496167) MeanF (4.4308067) SupF (10.150942)

V porovnání vypočtených hodnot s hodnotami tabulkovými v Příloze 1 není nulová hypotéza o stabilitě parametru na prvním stupni hodnotového řetězce hovězího masa zamítnuta ani u jednoho testu. Nelze tedy s jistotou podle výsledků Hansen (1992) testu usoudit, že došlo k výskytu strukturální změny.

Z grafického zobrazení testové statistiky Hansen (1992) testu SupF testu v Grafu 19 vyplývá, že k výskytu šoku mohlo dojít koncem roku 2000, nebo spíše v průběhu roku 2001. Výsledky Hansen (1992) testu nedovolují zamítnout nulovou hypotézu ve všech třech případech testů (Lc, MeanF a SupF) a lze tedy předpokládat standardní model kointegrace s předpokladem dlouhodobé stability kointegračního vektoru.

Graf 19: Hansen (1992) test SupF - CZV a CPV regrese – hovězí maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

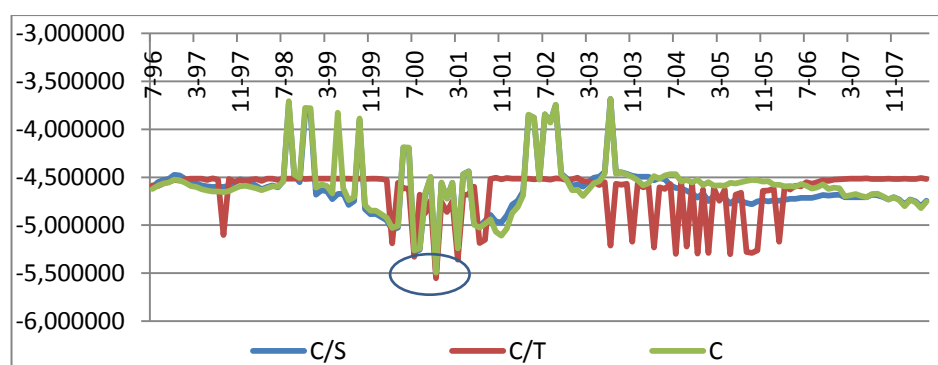
Výsledky Gregory a Hansen (1996) testu ukazují kointegraci s posunem v režimech v závislosti cen zemědělských výrobců a cen potravinářských výrobců, tj. na prvním stupni hodnotového řetězce hovězího masa. ADF test a Z_t test ve všech případech potvrzují, že se vyskytl posun v režimech. Vypočítané hodnoty byly porovnány s tabulkovými v Příloze 2.

Tabulka 17: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – hovězí maso

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-5,495518***	0,40686275	listopad 00
<i>C/T</i>	-5,5518847***	0,40686275	listopad 00
<i>C/S</i>	-5,5090338***	0,40686275	listopad 00
<i>Zt</i>			
<i>C</i>	-4,7075077**	0,41666667	leden 01
<i>C/T</i>	-4,887397*	0,39705882	září 00
<i>C/S</i>	-4,7086979*	0,41666667	leden 01
<i>Za</i>			
<i>C</i>	-40,441714*	0,41666667	leden 01
<i>C/T</i>	-42,565502	0,39705882	září 00
<i>C/S</i>	-40,531257	0,39705882	září 00

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

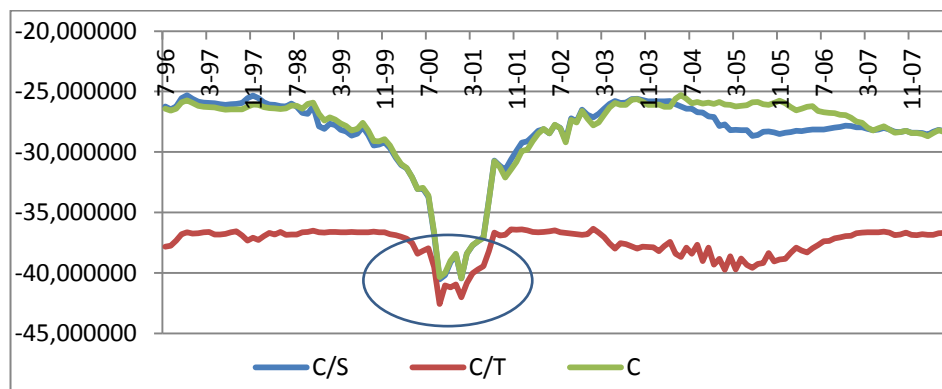
Hodnoty třech typů strukturálních změn u ADF testu prvního stupně vertikály hovězího masa zobrazené v Grafu 20 vykazují výrazné kolísání minimální hodnotou v listopadu roku 2000. Ostatní dva testy vykazují obdobné průběhy všech 3 testů strukturální změny. ADF test potvrzuje výskyt posunu v režimu na 1% hladině významnosti u všech 3 typů režimů při neznámém okamžiku zlomu. Úroveň posunu v kointegračním vztahu a v kointegračním vztahu s trendem vykazují vyšší volatilitu, než je tomu u třetího typu strukturální změny C/S.

Graf 20: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test – 1. stupeň vertikály hovězího masa

Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Úroveň posunu v kointegračním vztahu, v kointegračním vztahu s trendem a také s posunem ve vektoru sklonu dosahují analogických průběhů, přičemž hodnoty testů Z_α a Z_t jsou odlišné. Minimální hodnoty se v obou případech vyskytují v období druhé poloviny roku 2000.

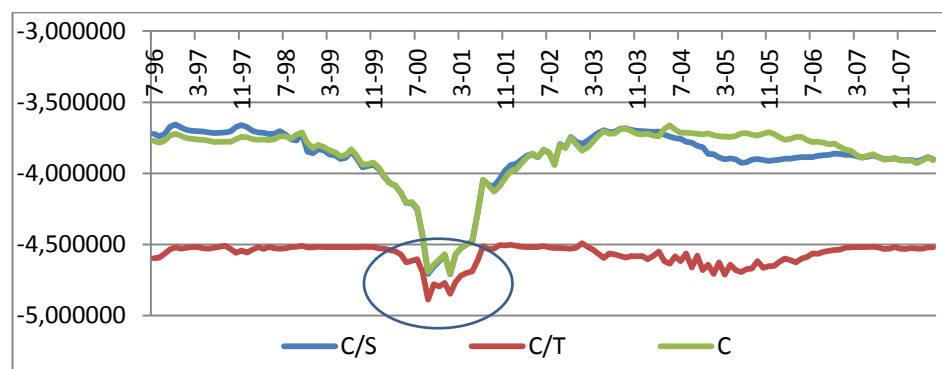
Graf 21: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test – 1. stupeň vertikály hovězího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Z_t test potvrzuje na 5% hladině významnosti úroveň posunu v kointegračním vztahu a na 10% hladině významnosti posun v kointegračním vztahu s trendem a posun vektoru sklonu. Z přesného časového určení lze konstatovat, že k posunu v režimu došlo v lednu 2001. Toto období odpovídá mimo jiné výskytu onemocnění skotu chorobou BSE, slintavky a kulhavky ve světě a posléze v ČR.

Graf 22: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 1. stupeň vertikály hovězího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Situaci na trhu hovězím masem vzhledem ke změnám tržní struktury může ovlivnit výskyt onemocnění skotu, např. slintavky, kulhavky či BSE, ale také jiné faktory např. výkyvy a změny na zahraničních trzích. Do roku 2000 i přes fakt, že neprobíhalo očkování³¹, nedošlo k výraznějšímu rozšíření onemocnění slintavky kulhavky, až v roce 2001, kdy ve Velké Británii a v Západní Evropě vypukla epidemie. Onemocnění skotu chorobou BSE, která se poprvé v České republice objevila na konci roku 2000 a v první polovině roku 2001 způsobilo výkyvy v poptávce a spotřebě hovězího masa. Světový trh se po výskytu onemocnění v roce 2001 vracel na předchozí hodnoty velmi pomalu díky dlouhotrvající obnově stád a nutnosti potlačit obavy spotřebitelů z konzumace hovězího masa (Situční a výhledová zpráva Skot - hovězí maso). V Evropské unii došlo k poklesu spotřeby hovězího masa a to zejména díky zvýšení cenové úrovně hovězího masa, což implikovalo jinou volbu spotřebitele a orientaci na maso vepřové a drůbeží. Po propadu spotřeby v prvním pololetí roku 2001 docházelo k postupnému navyšování její úrovně.

Kvantifikace vztahů na prvním stupni hodnotového řetězce výrobní vertikál hovězího masa je zahrnuta v Tabulce 18. V tomto případě není zahrnut do odhadu parametrů předpoklad strukturální změny a parametry modelu jsou odhadovány bez zahrnutí dummy proměnné. Těsnost závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlující proměnné se blíží jedné, tedy vysvětlovaná proměnná je z 99,95 % vysvětlována zahrnutou proměnnou v modelu – cena zemědělských výrobců je určována cenami průmyslových výrobců hovězího masa.

³¹ První velká pandemie slintavky a kulhavky byla v letech 1937 – 1939, propukla ve Francii a rozšířila se do celé Evropy. Druhá vlna proběhla v letech 1951-1952. Po těchto dvou výskytech onemocnění byla zavedena v Evropě povinná vakcinace, která ve většině případů zamezila šíření této choroby. Od 1. 1. 1992 byla v Evropské Unii zavedena tzv. bezvakcinační politika, kterou přijaly i tehdy nečlenské státy Evropy včetně České republiky.

Tabulka 18: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály hovězího masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	19.250221590	0.00007891			
CPV1 _t	0.399044699	0.00000000			
RHO	0.894498773	0.00000000	SSR	380.52980551	
R ²	0.999534		SEE	1.382826843	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Rovnice znázorňující vztah na prvním stupni výrobní vertikály hovězího masa bez zohlednění strukturální změny udává, že:

$$\mathbf{CZV_t = 19,25 + 0,40 CPV1_t + \varepsilon_t} \quad (6.5)$$

Všechny vypočtené parametry jsou statisticky významné a úroveň marketingových nákladů na ceně zemědělských výrobců představuje částku 19,25,- Kč. Vzroste-li cena průmyslových výrobců o 1,- Kč, vzroste cena zemědělských výrobců o 0,399 Kč. Takto by byly provázány ceny na prvním stupni hodnotového řetězce v případě, že by na trhu nedocházelo k žádným výkyvům. Pro porovnání zjištěných hodnot se skutečným stavem zjištěným na trhu hovězího masa, tedy se zahrnutím strukturální změny zjištěné v lednu 2001, byl proveden následující odhad.

Kointegrační vztah mezi cenami zemědělských výrobců a cenami zpracovatelů je zachycen v Tabulce 19. Bod zlomu byl zjištěn v lednu roku 2001. Úroveň marketingových nákladů se oproti výsledkům bez výskytu šoku snížila na obou úrovních, přičemž v období před zlomem byla vyšší než od ledna roku 2001. K mírnému poklesu došlo také u parametru sklonu, který mezi dvěma obdobími poklesl o 0,009, což vypovídá o mírném zvýšení tržní síly zpracovatelských podniků. Konstanta D2_t je statisticky významná na hladině významnosti 94%, ostatní

proměnné jsou statisticky významné v p-hodnotou³² blízkou 0. Těsnost závislosti cen zemědělských výrobců na cenách potravinářských výrobců je 99,95 %.

Tabulka 19: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály hovězího masa – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – prosinec 2000			Období: leden 2001 – prosinec 2010		
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
D1 _t	16.459328276	0.00100513	D2 _t	13.079658788	0.05733306
CPV1 _t	0.449505266	0.00000000	CPV2 _t	0.440105626	0.00000000
RHO	0.821856330	0.00000000	SSR	354.67176793	
R ²	0.999566		SEE	1.335016925	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro první stupeň hodnotového řetězce vertikály hovězího masa je následující:

$$CZV_t = 16,57 D1_t + 13,08 D2_t + 0,45 CPV1_t D1_t + 0,44 CPV2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.6)$$

kde pokud je $t < 01:2001$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 01:2001$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

V období do prosince 2000 představovala úroveň marketingových nákladů 16,569 Kč, zatímco od ledna 2001 do prosince 2010 byla jejich úroveň 13,080 Kč, tzn., že zemědělské podniky vynakládaly nižší náklady na prodej a skladování svého zboží. Změna tržní síly po výskytu strukturální změny je velmi malá (pouze 0,009,- Kč), růst tržní síly zpracovatelských podniků byl díky tomu nepatrný. Situace na evropském trhu, kdy došlo díky výskytu nemoci BSE, slintavky a kulhavky k poklesu poptávky a spotřeby a k růstu cenové úrovně v následujícím roce, ovlivnila situaci na trhu v České republice. Dopad na tržní postavení průmyslových podniků v ČR byl minimální.

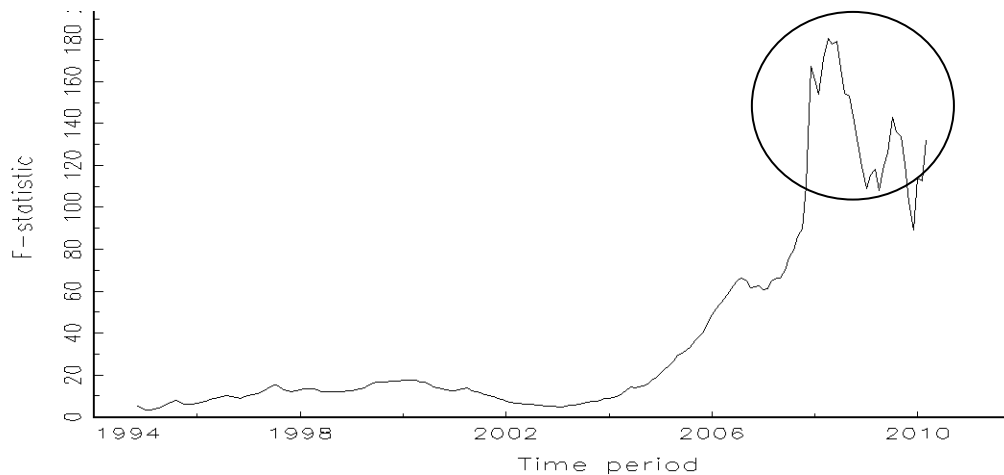
³² p-hodnota udává úroveň, dle které lze určit hladinu významnosti testu (na určité hladině významnosti potvrzení či zamítnutí nulové hypotézy)

Následně byl i druhý stupeň výrobní vertikály hovězího masa testován na stabilitu parametru pro zjištění okamžiku zlomu. Hansen (1992) testy poskytují následující hodnoty:

Lc (0.82404360)** **MeanF (38.144953)***** **SupF (180.40085)*****

Lc test je významný na 5% hladině významnosti, zatímco SupF test a MeanF test zamítají nulovou hypotézu dokonce na 1% hladině významnosti. SupF test vzhledem ke své síle umožňuje určit posun v režimu. Z Grafu 23 je patrné, že SupF test dosahuje maximální hodnoty v období roku 2008 v rámci druhého stupně výrobní vertikály hovězího masa. Okamžik bodu zlomu v roce 2008 není ovšem potvrzen Gregory a Hansen (1996) testem, který poskytuje odlišné časové učení.

Graf 23: Hansen (1992) test SupF - CPV a SC regrese – hovězí maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Gregory a Hansen (1996) test poskytuje naprosto totožné výsledky pro všechny tři typy strukturálních změn a všechny typy posunů v režimech. Jediným statisticky významným je však úroveň posunu v kointegračním vztahu u ADF testu, která je datována do období dubna roku 2003. Umístění bodu zlomu Gregory a Hansen (1996) testem je odlišné od maximální hodnoty zobrazené na Grafu 23 SupF testu pro druhý stupeň výrobní vertikály, na druhou stranu však odpovídá minimální hodnotě testové statistiky SupF testu.

Bod zlomu je ovšem stejný pro všechny specifikace C, C/T, C/S a je tedy možné konstatovat, že k posunu v režimech mezi zpracovatelskými a spotřebitelskými cenami došlo v dubnu roku 2003. Tento bod zlomu je s největší pravděpodobností spojen s reformou v oblasti chovu skotu, kdy v Evropské unii byly zavedeny jednotné platby na farmu místo plateb vázaných na produkci.

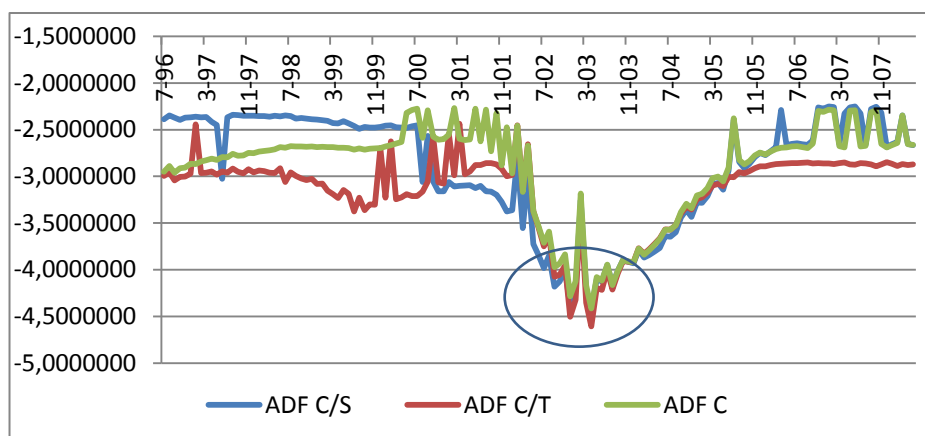
**Tabulka 20: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – hovězí maso -
CPV a SC**

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-4,4153186*	0,54901961	duben 03
<i>C/T</i>	-4,606931	0,54901961	duben 03
<i>C/S</i>	-4,4279253	0,54901961	duben 03
<i>Zt</i>			
<i>C</i>	-4,1836982	0,54901961	duben 03
<i>C/T</i>	-4,3983511	0,54901961	duben 03
<i>C/S</i>	-4,1965653	0,54901961	duben 03
<i>Za</i>			
<i>C</i>	-31,973326	0,54901961	duben 03
<i>C/T</i>	-35,754239	0,54901961	duben 03
<i>C/S</i>	-31,871307	0,54901961	duben 03

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Druhý stupeň hodnotového řetězce vertikály hovězího masa je analyzován pomocí Gregory a Hansen (1996) testu kointegrace na úroveň posunu v rámci kointegračního vztahu. Graf 24 zobrazuje průběh ADF testu, který ve všech třech úrovních vykazuje výrazně kolísavé hodnoty s minimem u všech třech úrovní (C, C/T, C/S) v dubnu roku 2003. Statisticky významná je pouze úroveň posunu v kointegračním vztahu C na 10 % hladině významnosti. Tabulkové hodnoty Gregory a Hansen (1996) testu pro porovnání s vypočtenými hodnotami jsou uvedeny v Příloze 2.

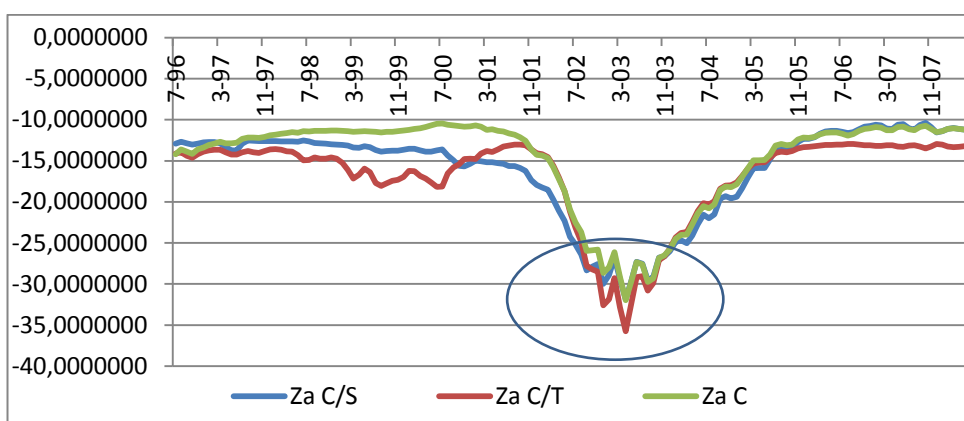
Graf 24: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 2. stupeň vertikály hovězího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

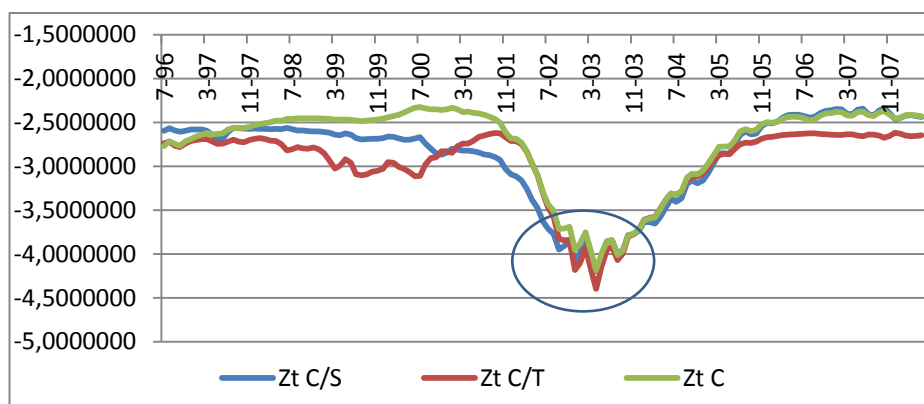
Grafy Z_α a Z_t testů (Graf 25 – 26) představují stejné průběhy typů strukturálních změn, opět s minimálními hodnotami v dubnu 2003. Kolísání hodnot není tak výrazné, jako u ADF testu. I přes to, že Hansen (1992) test poskytuje jiné výsledky SupF testu, vzhledem ke konečným vlastnostem vzorku je určen přesný čas bodu zlomu právě Gregory a Hansen (1996) testem.

Graf 25: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 2. stupeň vertikály hovězího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Graf 26: Gregory a Hansen (1996) test - Zt test - 2. stupeň vertikály hovězího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Na druhém stupni výrobní vertikály jsou na základě zjištěného bodu zlomu odhadnuty parametry tržního rozpětí před a po výskytu strukturálního šoku, tj. před a po dubnu 2003. Tabulka 21 obsahuje výsledky odhadů parametrů tržního rozpětí bez zohlednění okamžiku zlomu. V obou případech vychází velmi vysoká hodnota koeficientu determinace, která lze interpretovat tak, že změny v endogenní proměnné jsou z 99,9% vysvětlovány proměnnými zahrnutými v modelu.

Tabulka 21: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály hovězího masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
D1 _t	30.886070897	0.00002378			
SC1 _t	0.581446758	0.00000000			
RHO	0.988944467	0.00000000	SSR	208.12073361	
R ²	0.999916		SEE	1.02265969	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah na druhém stupni výrobní vertikály hovězího masa je zachycen vztahem:

$$CPV_t = 30,886 + 0,581 SC1_t + \varepsilon_t \quad (6.7)$$

Úroveň marketingových nákladů představuje 30,886 Kč. Tyto náklady jsou vyšší než na prvním stupni hodinového řetězce vertikály hovězího masa. V tomto případě se jedná zejména o náklady na dopravu, skladování a z velké části na reklamu. Došlo-li ke vzrůstu spotřebitelských cen o 1,- Kč, vzrostli ceny průmyslových výrobců o 0,581,- Kč. Jejich tržní postavení je silnější než postavení zemědělských výrobců na prvním stupni výrobní vertikály. Cena je určována poptávkově a vyjadřuje vyšší tržní sílu obchodního článku. Pro porovnání se skutečným stavem na trhu (se zahrnutím strukturální změny v dubnu 2003) je proveden následující odhad.

Veškeré odhadnuté parametry jsou statisticky významné. V dubnu 2003 nastal zlom, který měl za následek zvýšení konstanty na téměř dvojnásobek, což představuje zvýšení marketingových nákladů pro zpracovatelské podniky. Parametr sklonu se na druhou stranu téměř o polovinu snížil, což lze vysvětlit jako zvýšení tržní síly zpracovatelských podniků. Jejich tržní síla vzrostla z důvodu výskytu strukturálního šoku. Oproti hodnotám zjištěným z podkladových údajů bez zahrnutí dummy proměnné (bez zohlednění strukturálního šoku) jsou marketingové náklady výrazně vyšší po okamžiku změny a sklon parametru výrazně nižší. Odhady parametrů se zohledněním výskytu bodu zlomu jsou zaneseny v Tabulce 22. V Příloze 9 a 10 jsou uvedeny kompletní odhady parametrů pro modely tržního rozpětí 2. stupně vertikály hovězího masa bez zahrnutí dummy proměnné a se zahrnutím dummy proměnné do období dubna 2003.

Tabulka 22: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály hovězího masa – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – březen 2003			Období: duben 2003 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
$D1_t$	25.655040036	0.00254041	$D2_t$	66.950729857	0.00000498
$SC1_t$	0.641989426	0.00000000	$SC2_t$	0.338120306	0.00022083
RHO	0.992785603	0.00000000	SSR	197.64637355	
R^2	0.999920		SEE	0.99659313	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro druhý stupeň hodnotového řetězce vertikály hovězího masa vyskytující se v dubnu 2003 je následující:

$$CPV_t = 25,66 D1_t + 66,95 D2_t + 0,64 SC1_t D1_t + 0,34 SC2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.8)$$

kde pokud je $t < 04:2003$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 03:2003$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Marketingové náklady po dubnu 2003 dosahovaly více než 2,5 násobku jejich výše v období od ledna 1994 do března 2003. Průmysloví výrobci tak po výskytu strukturální změny museli vynaložit vyšší náklady na prodej svých výrobků. Změna spotřebitelské ceny o 1,- Kč představovala po dubnu 2003 změnu pouze o 0,338,- Kč, zatímco do té doby byla změna větší – celkem o 0,642. Tento pokles změny ceny průmyslových výrobců značí vyšší zvýšení tržní pozice obchodního článku vertikály hovězího masa a to právě díky nastalému okamžiku zlomu.

Druhý stupeň výrobní vertikály hovězího masa vykazuje okamžik bodu zlomu v dubnu roku 2003. Jedním z důvodů může být reforma společné zemědělské politiky v EU, kdy byly zavedeny jednotné platby na farmu a dotace se již od té doby nevztahují na množství produkce (kromě prémie za krávy bez tržní produkce mléka). Na českém trhu s hovězím masem dále došlo opět k výraznému poklesu stavů skotu, stavy klesly pod 1,5 mil ks dobytka, výroba v roce 2003 byla poloviční oproti předchozímu roku, dovoz a vývoz poklesl výrazně a domácí spotřeba byla také poloviční oproti předchozímu roku. Průměrné ceny zemědělských výrobců se mírně snížily a náklady na výkrm býků mírně vzrostly. Poptávka po hovězím masem byla od roku 1995 klesající a dosáhla svého minima v roce 2004, přičemž v roce 2003 byla na úrovni 53 % poptávky v roce 2002. Podíl hovězího masa ve zpracovaných masných produktech (polotovarech) je oproti zastoupení vepřového a drůbežního masa menší z důvodů vyšší ceny, než u ostatních druhů masa.

VEPŘOVÉ MASO

Tabulka 23 představuje testové statistiky (A)DF testu pro rozdílné zpoždění (2,6,12 období) a odlišné deterministické předpoklady. Ceny zemědělských výrobců vepřového masa jsou nestacionární v případech všech 3 zpoždění u modelu

bez konstanty. Ostatní modely vykazují stacionární povahu časové řady. U hodnot ADF testu cen potravinářských výrobců vepřového masa jsou téměř všechny hodnoty nestacionární, kromě hodnot zpoždění 2 a 6 měsíců pro model s konstantou a trendem, zde je časová řada stacionární. U spotřebitelských cen vepřového masa jsou statisticky nevýznamné hodnoty ADF testu pro délku zpoždění půl roku. V tomto případě je prokázána nestacionární povaha časové řady, přičemž pro délku zpoždění jednoho roku a 2 měsíců (vyjma modelu bez konstanty) je časová řada stacionární a lze zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene na hladině významnosti 95% (v některých případech i na 99%).

Pro hodnoty diferencovaných cenových časových řad vepřového masa je charakteristická stacionární povaha, tzn., neobsahují jednotkový kořen a to ve většině případů na hladině významnosti 1%.

Tabulka 23: ADF test jednotkového kořene – vepřové maso

ADF test		CZV	dCZV	CPV	dCPV	SC	dSC
2 lags	no intercept	-0.10376	-7.39839***	-0.24124	-6.96422***	0.02242	-6.71762***
	Intercept	-4.69584***	-7.37968***	-2.06450	-6.94849***	-3.70289***	-6.70080***
	intercept and trend	-5.01426***	-7.38366***	-4.20614***	-7.05280***	-4.89800***	-6.77792***
6 lags	no intercept	-0.12988	-9.45278***	-0.38138	-8.08339***	-0.10430	-8.01194***
	Intercept	-3.51773***	-9.42729***	-0.96294	-8.08242***	-2.32833	-7.98545***
	intercept and trend	-3.97950**	-9.45155***	-3.91343**	-8.35874***	-3.88871	-8.10531***
12 lags	no intercept	-0.37525	-3.57492***	-1.19793	-3.51226***	-0.67329**	-3.22630***
	Intercept	-3.11043**	-3.57575***	-0.81550	-3.60113***	-3.13156**	-3.23388**
	intercept and trend	-3.49219**	-3.56343**	-2.35488	-3.59823**	-4.36992***	-3.22326*

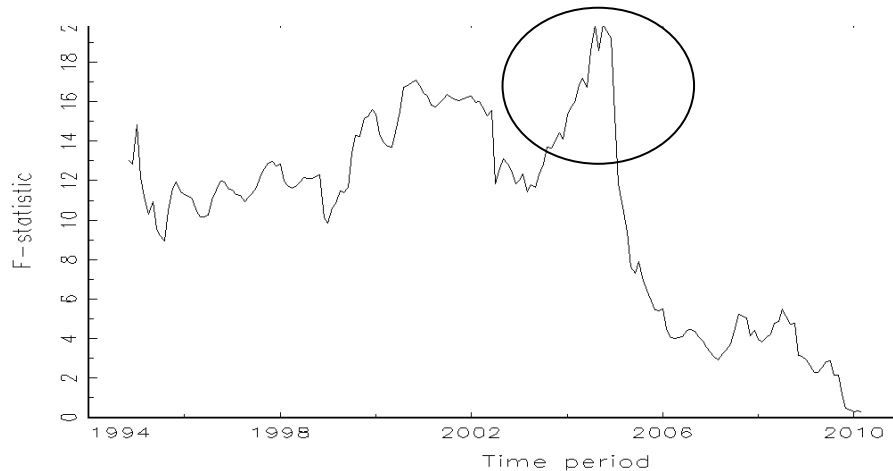
Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Hansen (1992) test pro první stupeň hodnotového řetězce vepřového masa poskytuje výsledky testů následující:

Lc (1.2568199)* MeanF (10.390155)** SupF (19.885897)****

Statisticky významný je Lc test na 1% hladině významnosti, nulová hypotéza, která předpokládá stabilitu parametru, je zamítnuta na prvním stupni hodnotového řetězce na 5% hladině významnosti SupF testem a MeanF testem. Z grafického zobrazení SupF testu v Grafu 27 u závislosti cen zemědělských a průmyslových výrobců je bod zlomu datován do druhé poloviny roku 2004. Tento časový okamžik je následně zvolen na základě výsledků Gregory a Hansen (1996) testu.

Graf 27: Hansen (1992) test SupF - CZV a CPV regrese – vepřové maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Hodnoty 3 typů strukturálních změn zjištěných pomocí Gregory a Hansen (1996) testů vykazují úroveň v posunu v režimu na 1% hladině významnosti. Tabulkové hodnoty pro porovnání vypočítaných hodnot jsou uvedeny v Příloze 2. Bod zlomu je umístěn v červenci roku 2004, což odpovídá výsledkům zjištěných Hansen (1992) testem. Tento okamžik bodu zlomu je nejčastější. Hodnoty vychází u Z_t a Z_α testu, ADF test odkazuje na období srpna 2004. Tyto výsledky značí kointegraci se strukturálním šokem, tzn. s posunem režimu v obou zachycených a také v parametru sklonu. Předpokladem tedy je, že k vypuknutí strukturální změny došlo v červenci 2004.

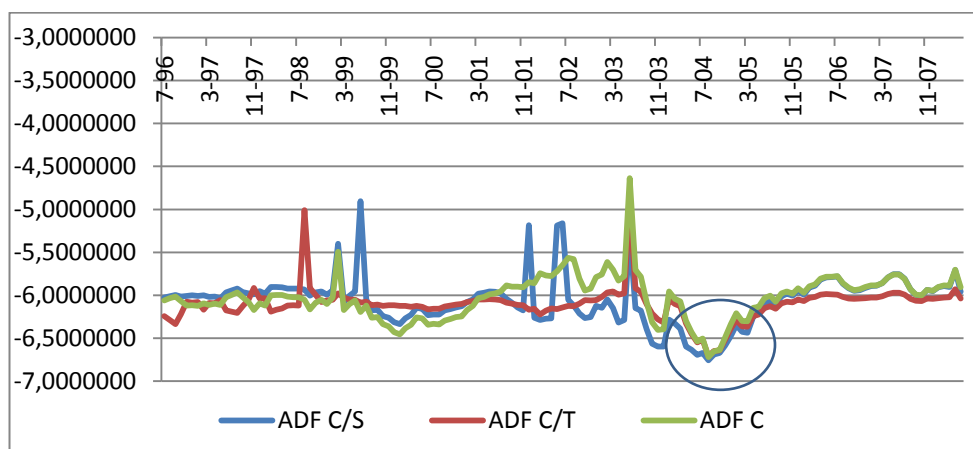
Tabulka 24: Gregory a Hansen (1996) test – vepřové maso - CZV a CPV

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-6,7215929***	0,627451	srpen 04
<i>C/T</i>	-6,7109454***	0,627451	srpen 04
<i>C/S</i>	-6,7586586***	0,627451	srpen 04
<i>Zt</i>			
<i>C</i>	-6,3606442***	0,622549	červenec 04
<i>C/T</i>	-6,4295195***	0,6519608	leden 05
<i>C/S</i>	-6,6419204***	0,6078431	duben 04
<i>Za</i>			
<i>C</i>	-65,995941***	0,622549	červenec 04
<i>C/T</i>	-65,1351***	0,622549	červenec 04
<i>C/S</i>	-67,955848***	0,622549	červenec 04

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

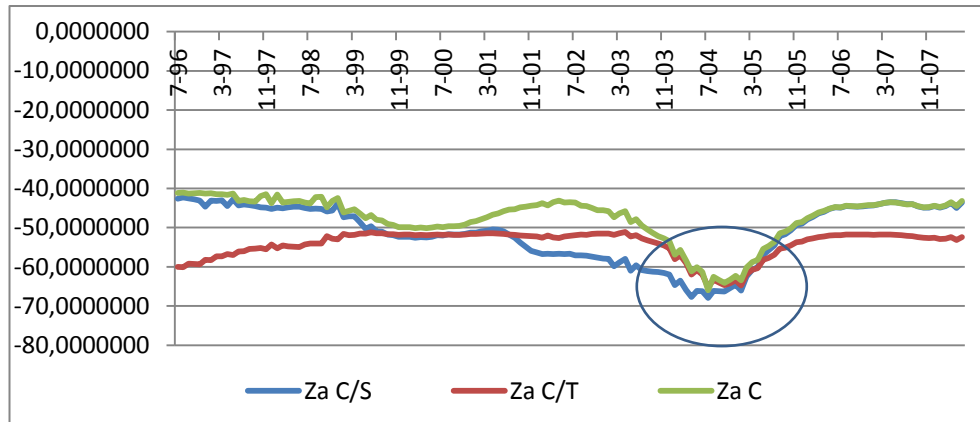
Graf 28 zobrazuje jednotlivé výsledky Gregory a Hansen (1996) testu pro ADF test zachycených na časové ose sledovaného období. Průběh výsledků testu na jednotlivých úrovních je kolísavý, s více lokálními extrémy, přičemž lokální minimum je pro všechny tři úrovně zachycen v srpnu 2004 a tyto úrovně jsou statisticky významné.

Graf 28: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 1. stupeň vertikály vepřového masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, EXCEL

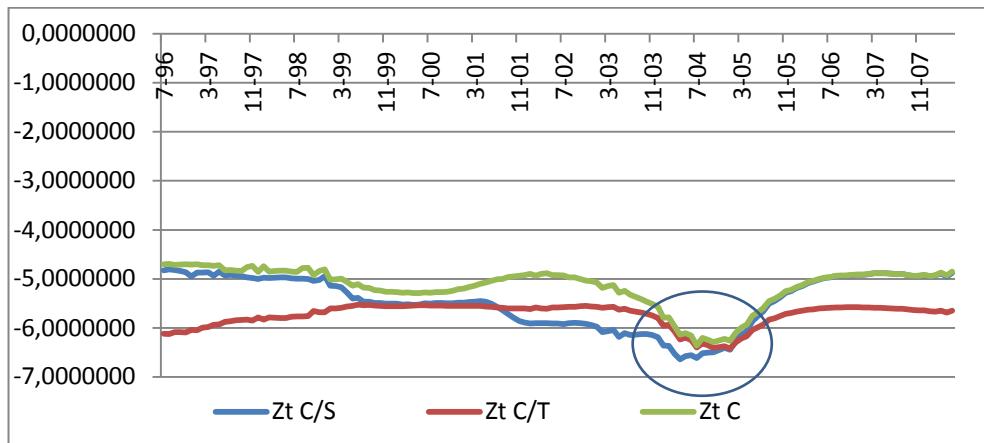
Graf 29: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 1. stupeň vertikály vepřového masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, EXCEL

Grafy 29 a 30 zobrazují totožné průběhy jednotlivých úrovní testů Z_α a Z_t . Oba dva testy jsou na všech úrovních statisticky významné. Úroveň posunu v kointegračním vztahu Z_t testu odpovídá výsledkům všech předpokládaných úrovní posunu Z_α testu a dosahuje minimální hodnoty v červenci roku 2004. Hodnoty specifikace C/T a C/S u Z_t testu se mírně odchyľují od zvoleného okamžiku zlomu, obdobně jako u Z_α testu.

Graf 30: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 1. stupeň vertikály vepřového masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, EXCEL

Na základě předpokládaného bodu zlomu v červenci 2004 byly odhadnuty parametry modelu tržního rozpětí 1. stupně analyzované vertikály (Tabulka 26) a porovnány s výsledky odhadu parametrů 1. stupně bez zahrnutí okamžiku zlomu (Tabulka 25). Byla zkoumána závislost cen zemědělských výrobců na cenách průmyslových výrobců v situaci před a po okamžiku zlomu a bez něj, zejména jak se změnila tržní síla průmyslových výrobců na trhu s vepřovým masem.

Tabulka 25: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály vepřového masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
DI_t	-5.650470824	0.19405784			
$CPV1_t$	0.507647875	0.00000000			
RHO	0.898628882	0.00000000	SSR	771.98831146	
R^2	0.997780		SEE	1.969603576	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CZV_t = - 5,651 + 0,508 CPV1_t + \varepsilon_t, \quad (6.9)$$

Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně výrobní vertikály vepřového masa byl proveden bez zahrnutí bodu zlomu a na takto specifikovaném trhu je úroveň marketingových nákladů zemědělských výrobců podle výsledků záporná. Vychází však statisticky nevýznamná, tudíž ji nebudeme dále uvažovat. Parametr sklonu je statisticky významný. Výsledky odhadu uvádí, že vzrostla-li cena průmyslových výrobců o 1,- Kč, pak vzrostla také cena zemědělských výrobců, ale pouze o 0,508,- Kč. Zpracovatelé využívají svého tržního postavení na úkor zemědělců. Ceny zemědělských výrobců jsou z 99,78 % vysvětlovány zahrnutými vysvětlujícími proměnnými. Skutečná situace na trhu se zohledněním šoku byla odhadována následně.

Tabulka 26: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály vepřového masa – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – červen 2004			Období: červenec 2004 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	-8.005810164	0.08822454	D2 _t	-1.177543479	0.87805663
CPV1 _t	0.509061623	0.00000000	CPV2 _t	0.489245279	0.00000018
RHO	0.812893905	0.00000000	SSR	735.83265704	
R ²	0.997884		SEE	1.922927857	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CZV_t = - 8,01 D1_t - 1,178 D2_t + 0,51 CPV1_t D1_t + 0,49 CPV2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.10)$$

kde pokud je $t < 07:2004$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 07:2004$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Nestabilita parametru byla pomocí Gregory a Hansen (1996) testu a SupF testu určena v červenci 2004. Hodnoty konstant nevycházejí statisticky významné, není tedy možné přesně určit výši marketingových nákladů. Hodnoty parametru sklonu jsou statisticky významné ve všech případech. Na trhu, kde nebyl uvažován výskyt zlomu, dosahuje parametr sklonu vyšší hodnoty, než na trhu, kde v červenci 2004 došlo ke změně tržní struktury, přičemž před zmiňovaným obdobím byl parametr vyšší než po něm. Zatímco změna ceny průmyslových výrobců o 1,- Kč znamenala v období do června 2004 změnu cen zemědělských výrobců o 0,509,- Kč, po červenci 2004 už se změnila jen o 0,489,- Kč. Po červenci 2004 již dostali zemědělství výrobci za svoji produkci méně, než předtím. Lze tedy konstatovat, že na trhu mohlo dojít ke zvýšení tržní síly průmyslových podniků (zpracovatelů), i když jen mírnému, a to v závislosti na otevření zahraničních trhů v důsledku přistoupení ČR do EU v květnu roku 2004.

Charakteristickým rysem pro rok 2004 bylo rovněž zvýšení záporného salda zahraničního obchodu v komoditě vepřové maso, zahrnující nejen vepřové maso, ale i obchod s živými prasaty. V roce 2004 dosahoval vývoz více než čtyřnásobek hodnoty roku 2003 a dovoz byl dvojnásobný. Tento fakt je pro české zpracovatele nevýhodný, jelikož přidaná hodnota zpracovatelského průmyslu je v zahraničí

a dovoz zahrnuje již zpracované produkty určené spotřebiteli. Z tohoto plyne nevýhodné postavení českých zpracovatelů vůči zahraničním. Avšak na domácím trhu po zlomu v červenci 2004 uplatnily zpracovatelské podniky vyšší tržní sílu vůči zemědělsky hospodařícím subjektům.

Pokles produkce v roce 2004 byl způsoben zejména nízkou výkupní cenou prasat v roce 2003 a na počátku roku 2004, která dosahovala nižší hodnoty, než byly náklady na výkrm. Díky tomu byly i některé chovy uzavřeny. V těchto letech poklesla také současně i výroba hovězího masa, avšak výroba drůbežího masa stoupla. Výroba hovězího masa od roku 2004 stále klesá. Nižší nabídka prasat vyvolala růst CZV jatečných prasat. V roce 2004 byla CZV na vyšší úrovni oproti předchozímu roku a následující roky klesala.

Dle údajů Mze je ve výrobě vepřového masa ČR nesoběstačná a v roce 2004 dokonce překračovala spotřeba produkci o více než 50 tis. tun a soběstačnost poklesla na 91 %. Nedostatky ve výrobě jsou ovšem kompenzovány dovozem především z vnitřního trhu EU. Čeští producenti vepřového masa by však dokázali zvýšit svoji výrobu, ovšem nejsou konkurenceschopní na domácím trhu vůči zahraničním dovozům, které jsou levnější. Důraz by měl být kladen na kvalitní české a regionální potraviny, které by upevnily pozici českých zpracovatelů na trhu s vepřovým masem.

V dalším kroku byla zkoumána situace na druhém stupni hodnotového řetězce vepřového masa vzhledem k možnému výskytu strukturální změny, která by mohla zapříčinit změny v tržním postavení průmyslových výrobců či obchodních subjektů. Druhý stupeň vertikály vepřového masa při testování stability parametru vykazuje následující výsledky testů:

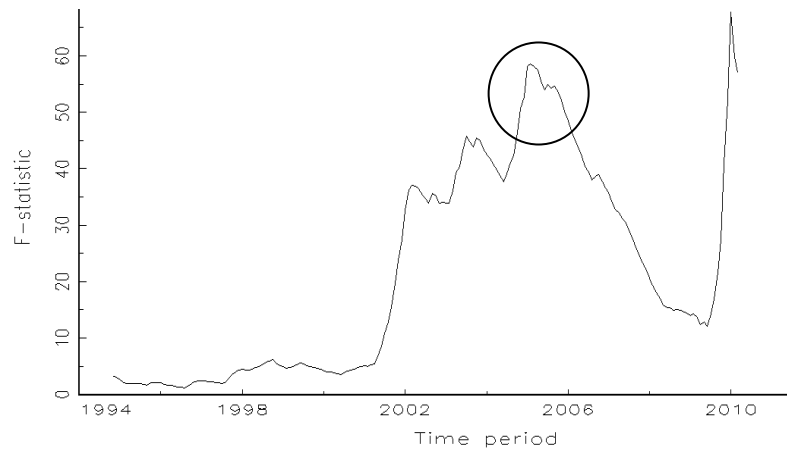
Lc (0.99080410)**

MeanF (21.437558)***

SupF (67.731601)***

Lc test je významný na 5% hladině významnosti, zatímco MeanF a SupF test zamítá nulovou hypotézu o stabilitě parametru na 1% hladině významnosti, tzn., že s pravděpodobností 99% je parametr kointegračního vztahu cen průmyslových a spotřebitelských nestabilní, tudíž dochází k výkyvům (ke změně struktury). Z grafického zobrazení SupF testu v Grafu 31 je možné usuzovat na období konce roku 2004.

Graf 31: Hansen (1992) test SupF - CPV a SC regrese – veřřové maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

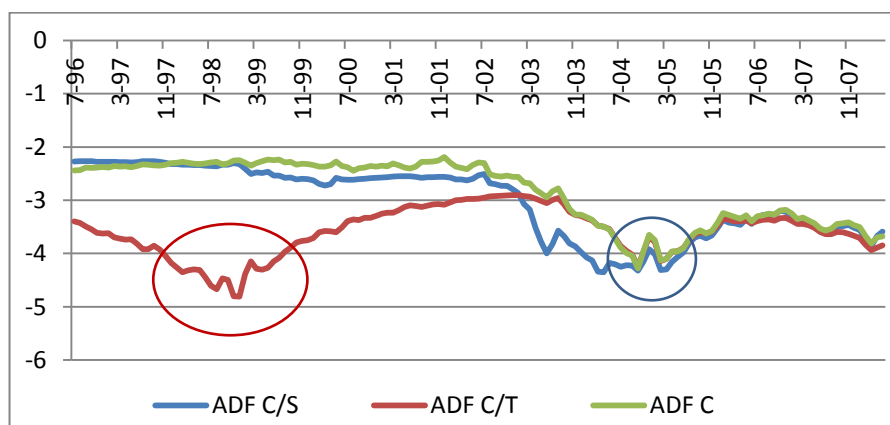
Gregory a Hansen (1996) test kointegrace poskytuje výsledky zobrazené v Tabulce 27, které byly porovnány s tabulkovými hodnotami. Hodnoty Z_t testu a Z_α testu jsou na všech úrovních statisticky významné na 1% hladině významnosti, tzn., že zamítají nulovou hypotézu. U ADF testu je významná pouze úroveň posunu v kointegračním vztahu s trendem na 10% hladině významnosti. Zvoleným okamžikem výskytu strukturální změny je říjen 2004, kdy vychází statisticky významná hodnota úrovně posunu v kointegračním vztahu s trendem a posun vektoru sklonu u Z_z a Z_α testu, což by odpovídalo grafickému zobrazení SupF testu v Grafu 31.

Tabulka 27: Gregory a Hansen (1996) test – vepřové maso - CPV a SC

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-4,28260290	0,63725490	říjen 04
<i>C/T</i>	-4,80818670*	0,29411765	prosinec 98
<i>C/S</i>	-4,35520130	0,60784314	duben 04
<i>Zt</i>			
<i>C</i>	-6,55559050***	0,65686275	únor 05
<i>C/T</i>	-7,25323780***	0,29411765	prosinec 98
<i>C/S</i>	-6,97585460***	0,63725490	říjen 04
<i>Za</i>			
<i>C</i>	-60,07796700***	0,65686275	únor 05
<i>C/T</i>	-72,04886200***	0,28921569	listopad 98
<i>C/S</i>	-64,26043300***	0,63725490	říjen 04

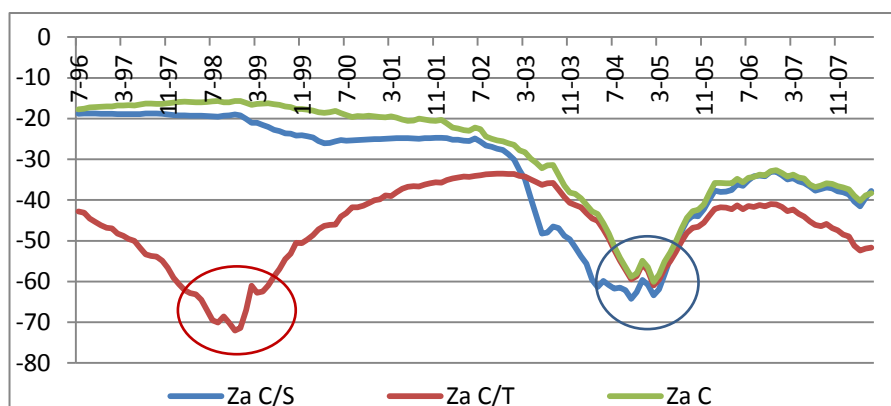
Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Průběh ADF testu je zobrazen v Grafu 32. Všechny tři úrovně dosahují vyšší variability v průběhu sledovaného období než křivky u zbylých dvou testů. Minimální hodnota specifikace C/T vyjadřující posun v kointegračním vektoru s trendem je ve všech třech testech datována kolem prosince 1998. Druhým extrémem je zvolené období let konce roku 2004.

Graf 32: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 2. stupeň vertikály vepřového masa

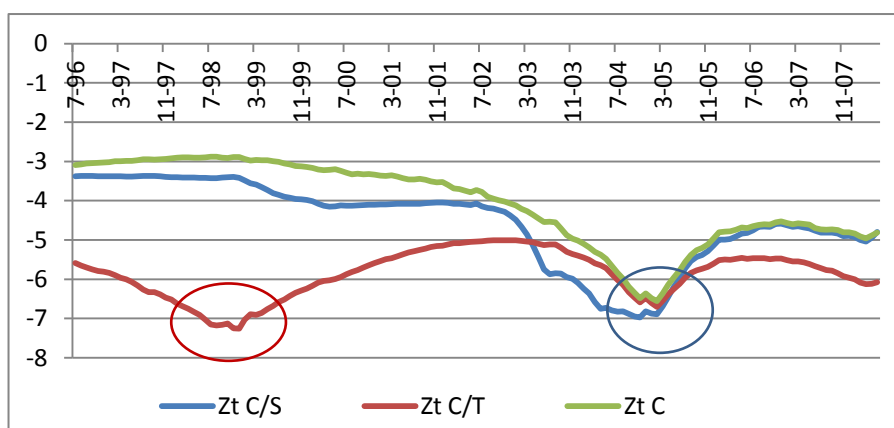
Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Graf 33: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 2. stupeň vertikály vepřového masa



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Graf 34: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 2. stupeň vertikály vepřového masa



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Sledované testy a analyzované časové řady cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen mohou vykazovat více než jeden okamžik zlomu. Tento stupeň vertikály by bylo možné dále analyzovat s ohledem na výskyt více strukturálních šoků za sledované časové období a vzhledem k průběhu testů lze očekávat více než jeden bod zlomu. Tato analýza však předpokládá pouze jeden okamžik výskytu zlomu, který je na druhém stupni výrobní vertikály vepřového masa datován do období října 2004. Tento okamžik zlomu bude zahrnut do odhadu parametrů tržního rozpětí druhého stupně hodnotového řetězce vepřového masa

a bude určen vliv této strukturální změny na postavení jednotlivých subjektů na trhu. V Tabulce 28 jsou zaneseny výsledky odhadu parametrů modelu tržního rozpětí na druhém stupni výrobní vertikály bez zohlednění výskytu strukturální změny.

Tabulka 28: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály vepřového masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	7.2786826258	0.21103680			
SC1 _t	0.7353809438	0.00000000			
RHO	0.9560953226	0.00000000	SSR	733.96185787	
R ²	0.999586		SEE	1.920481852	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CPV_t = 7,279 + 0,735 SC1_t + \varepsilon_t, \quad (6.11)$$

Hodnota koeficientu determinace uvádí, že závisle proměnná je z 99,95 % vysvětlována nezávisle proměnnými zahrnutými v modelu. Absolutní člen rovnice, představující úroveň marketingových nákladů, je staticky nevýznamný a jeho výše tedy není zcela vypovídající o skutečné úrovni marketingových nákladů průmyslových výrobců. Oproti tomu parametr sklonu u spotřebitelských cen je statisticky významný a uvádí, že vzroste-li spotřebitelská cena o 1 Kč, pak vzroste cena průmyslových výrobců pouze o 0,735,- Kč a naopak v případě poklesu. Vztah mezi cenou spotřebitelskou a cenou průmyslových výrobců je přímo úměrný. Pro zjištění změny v tržní síle obchodního článku vertikály vepřového masa je nezbytné zahrnout do modelu dummy proměnnou, představující okamžik bodu zlomu.

V Tabulce 29 jsou zachyceny veškeré parametry tržních vztahů na druhém stupni vertikály vepřového masa. Parametry marketingových nákladů vyjádřených konstantami D1_t a D2_t nejsou statisticky významné. Hodnota po výskytu zlomu se snížila, přesto nebudou změny v marketingových nákladech velké. Hodnota konstanty na trhu bez zohlednění změny v režimech odpovídá konstantě D1_t odhadnuté před říjnem 2004, kdy je uvažován zlom.

Tabulka 29: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály vepřového masa – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – září 2004			Období: říjen 2004 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	7.532203412	0.23878806	D2 _t	4.705549535	0.77902694
SC1 _t	0.729900814	0.00000000	SC2 _t	0.762015742	0.00000048
RHO	0.959628225	0.00000000	SSR	732.70799385	
R ²	0.999587		SEE	1.918840722	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Dle koeficientu determinace jsou ceny průmyslových výrobců vysvětlovány z 99,9 % zahrnutými proměnnými v modelu. Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro druhý stupeň hodnotového řetězce vertikály vepřového masa je následující:

$$CPV_t = 7,53 D1_t + 4,71 D2_t + 0,73 SC1_t D1_t + 0,76 SC2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.12)$$

kde pokud je $t < 10:2004$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 04:2004$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

U parametrů sklonu došlo k mírnému zvýšení, což představuje snížení tržní pozice obchodního článku, tzn., zvýšení tržní pozice zpracovatelských podniků na trhu se zpracovanými produkty. Znamená to, že v případě změny spotřebitelských cen o 1,- Kč, vzrostla v době do října 2004 cena průmyslových výrobců pouze o 0,729,- Kč, zatímco po výskytu strukturální změny vzrostla o 0,762,- Kč, což představovalo možný vyšší příjem pro podniky průmyslových výrobců. Jejich vyjednávací síla vzhledem k předchozímu období vzrostla, důvody lze hledat stejně jako na prvním stupni výrobní vertikály ve vstupu ČR do EU a v ukazatelích výroby a spotřeby vepřového masa.

Podle Situační a výhledové zprávy Mze - Vepřové maso (červenec 2004) - se odvětví chovu prasat nacházelo v situaci, kdy značná část chovatelských zařízení potřebovala nutné investice k dodržení platné normy. Investice měly směřovat do technologií z hlediska welfare zvířat, k dodržení předpisů hygienických a zdravotních. Velmi nutná byla obnova stávajících technologií a staveb, které byly mnohdy v důsledku

nízké rentability odvětví chovu prasat v předcházejících obdobích zanedbávány. Ve srovnání se zeměmi EU byla cena jatečných prasat v polovině července 2004 evropským průměrem, ovšem v ČR bylo této úrovně cen dosaženo naposledy v roce 2001. Za výhodu považuje Mze aktivní činnost odbytových družstev a v roce 2004 vzrostly vývozy nejen selat, ale dokonce i prasníc a tím bylo umožněno oživení cen na českém trhu s vepřovým masem.

Podle Situační a výhledové zprávy Mze - Vepřové maso (prosinec 2005) - od 1. května roku 2004, kdy se Česká republika stala jedním z členských států Evropské unie, došlo v odvětví chovu prasat k několika zásadním obrátům, mezi které patří mimo jiné i zvýšení cen jatečných prasat, ale i spotřebitelských cen vepřového masa. Dále došlo ke zvýšení celkového obchodu tj. ke zvýšení dovozu i vývozu živých prasat a vepřového masa mezi Českou republikou a ostatními členskými státy Evropské unie. Výše cen zemědělských výrobců jatečných prasat v období od ledna roku 2003 do září 2005 byla nejnižší na počátku roku 2004 a nejvyšší v říjnu roku 2004. Naprosto nejnižší cena byla v únoru roku 2004 (29,70 Kč/kg, což odpovídá 24,41 Kč za 1 kg ž. hm.). Nejnižší spotřebitelská cena byla v dubnu roku 2003. Podle ročenky Panorama potravinářského průmyslu došlo u vepřového masa také k v roce 2004 k růstu cen průmyslových výrobců a největší podíl na tomto zvýšení měla zejména úroveň cen této komodity na evropských trzích.

DRŮBEŽÍ MASO

Tabulka 30 znázorňuje testové statistiky ADF testu pro rozdílné délky zpoždění 2, 6, 12 měsíců a různé deterministické předpoklady. Časové řady cen zemědělských výrobců drůbežího masa jsou u modelu bez konstanty pro všechny tři délky zpoždění nestacionární a navíc i pro model s konstantou pro délku zpoždění jednoho roku. Stacionární povaha časové řady cen zemědělských výrobců je potvrzena pro model s konstantou a trendem u všech zvolených zpoždění. Časové řady cen průmyslových výrobců drůbežího masa jsou u všech modelů a pro všechny délky zpoždění nestacionární, tudíž jsou integrovány řádu I (1) a obsahují jednotkový kořen. Časové řady spotřebitelských cen drůbežího masa jsou nestacionární pouze u modelu bez konstanty pro všechny tři délky zpoždění, obdobně jako u časových řad cen

zemědělských výrobců. Na rozdíl od nich však je časová řada nestacionární ještě u modelu s konstantou a trendem pro délku zpoždění půl roku.

Diferencované časové řady dCZV, dCPV a dSC ani u jednoho modelu a pro žádnou ze zvolených délek zpoždění neobsahují jednotkový kořen, tudíž lze ve většině případů na 1 % hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Všechny diferencované cenové časové řady u drůbežního masa jsou stacionární.

Tabulka 30: ADF test jednotkového kořene – kuřecí maso

ADF test		CZV	dCZV	CPV	dCPV	SC	dSC
2	no intercept	-0.32490	-4.92026***	-0.16854	-7.74622***	0.09005	-6.95856***
	Intercept	-2.76234*	-4.91493***	-2.52719	-7.72734***	-3.36673**	-6.94386***
	lags intercept and trend	-3.49391**	-4.90149***	-3.01121	-7.71029***	-3.35905*	-6.92612***
6	no intercept	-0.41278	-3.35400***	-0.31112	-5.60272***	-0.00157	-5.38619***
	Intercept	-2.91718**	-3.36211**	-2.22143	-5.59386***	-2.95519**	-5.37036***
	lags intercept and trend	-3.76296**	-3.34447*	-2.61970	-5.57374***	-2.94107	-5.35841***
12	no intercept	-0.19210	-4.17792***	-0.16665	-3.81152***	0.09279	-4.00746***
	Intercept	-2.19586	-4.16387***	-2.29001	-3.79486***	-2.96318**	-4.00022***
	lags intercept and trend	-3.73646**	-4.16784***	-2.98353	-3.80187**	-2.95350	-3.98555**

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Pro analýzu trhu drůbežního masa je podstatné zjistit, zda jsou vztahy mezi jednotlivými subjekty stabilní, nebo zda dochází k využívání tržní síly některého z nich a pokud ano, tak na základě jakých možných strukturálních změn. Nejprve je nutné zjistit, zda na tomto trhu došlo k porušení stability, tedy zda se vyskytl případný zlom. Na prvním stupni hodnotového řetězce výrobní vertikály drůbežního masa byla testována stabilita parametrů. Graf 35 zobrazuje graficky

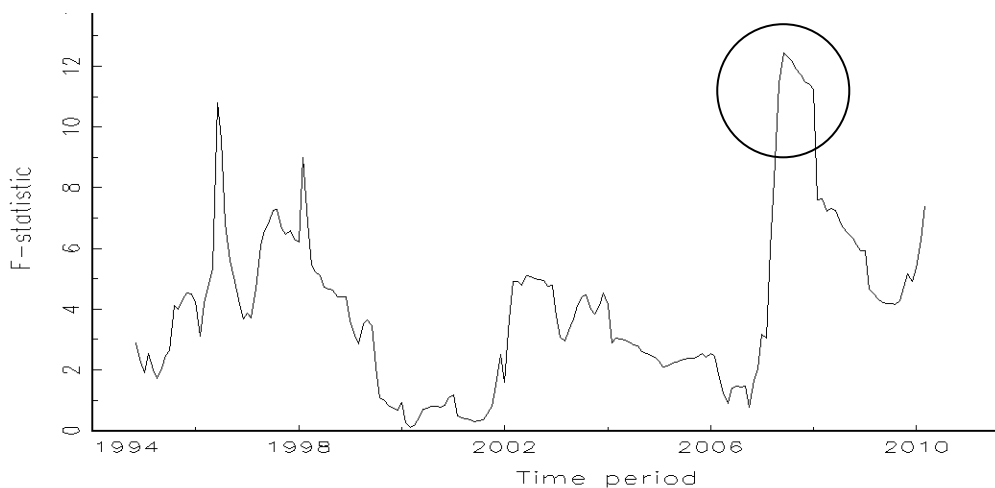
výsledky Hansen (1992) SupF testu, přičemž hodnoty testových statistik všech tří testů jsou následující:

Lc (0.33729365) MeanF (4.0472326) SupF (12.441024)

V porovnání vypočtených hodnot s hodnotami tabulkovými v Příloze 1 nemá ani jedna z vypočítaných testových statistik dostatečnou sílu, aby zamítla nulovou hypotézu

o stabilitě parametru, tzn., že podle tohoto přístupu je parametr kointegračního vztahu na prvním stupni výrobní vertikály kuřecího masa stabilní a nedochází zde k žádnému zlomu či posunu v režimech. Z grafického zobrazení je patrný výkyv křivky SupF testu v období let 2007 – 2008. Stabilitu parametru vyvrací následně provedený Gregory a Hansen (1996) test.

Graf 35: Hansen (1992) test SupF - CZV a CPV regrese – kuřecí maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Výsledky Gregory a Hansen (1996) ADF, Z_{α} a Z_t testu pro zjištění kointegrace s posunem v režimech závislosti zemědělských cen a cen průmyslových výrobců jsou uvedeny v Tabulce 31. Všechny tři testy potvrzují, že se ve sledovaném období objevil posun v režimech na 5 % hladině významnosti. Tento výsledek je v souladu s předpokladem kointegračního vztahu se strukturální změnou, resp. úroveň posunu režimů v kointegračním vztahu v konstantě a v parametru sklonu. Bod zlomu spadá do období dubna roku 2007. Při porovnání obou provedených testů lze konstatovat,

že poskytují přibližně stejné výsledky. Bod zlomu je situován právě v čase, kdy v České republice vypukla nákaza ptačí chřipkou a Gregory a Hansen (1996) test potvrzuje, že vypuknutí ptačí chřipky spolu s dalšími možnými faktory způsobily signifikantní nestabilitu parametru.

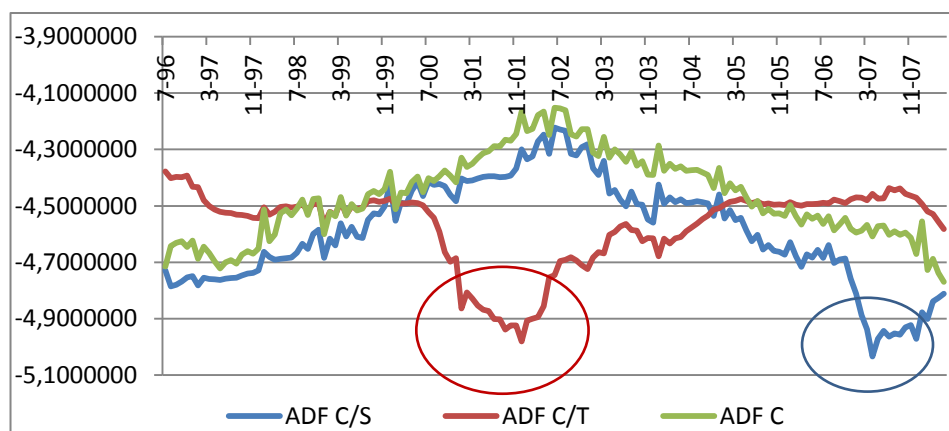
Tabulka 31: Gregory a Hansen (1996) test – kuřecí maso - CZV a CPV

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-4,7697819**	0,84803922	květen 08
<i>C/T</i>	-4,9808259*	0,47058824	prosinec 01
<i>C/S</i>	-5,0338412**	0,78431373	duben 07
<i>Z_t</i>			
<i>C</i>	-4,8390016**	0,84803922	květen 08
<i>C/T</i>	-5,062326**	0,47058824	prosinec 01
<i>C/S</i>	-5,0220917**	0,78431373	duben 07
<i>Z_a</i>			
<i>C</i>	-42,124318**	0,84803922	květen 08
<i>C/T</i>	-46,16123*	0,46568627	prosinec 01
<i>C/S</i>	-44,65567*	0,78431373	duben 07

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

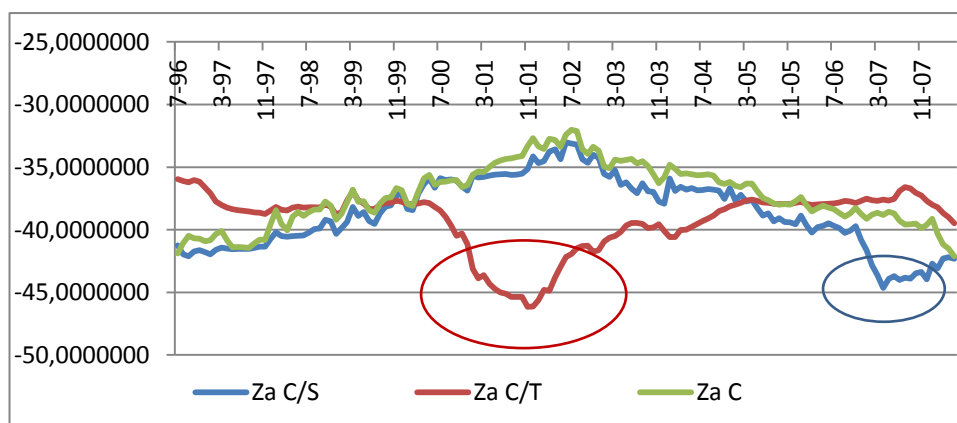
Zjištěné výsledky ADF testu, Z_a a Z_t testu vykazují stejné průběhy jednotlivých modelů (C, C/T, C/S) pouze v jiných měřítkách. (viz Grafy 36 - 38). Průběh typu strukturální změny s úrovní posunu v kointegračním vztahu s trendem je odlišný od průběhu ostatních dvou typů strukturálních změn. Na rozdíl od ostatních dvou, minimální hodnoty dosahuje specifikace C/T v prosinci roku 2001. Strukturální změna s úrovní posunu v kointegračním vztahu s trendem a posunu vektoru sklonu (C/S) vykazuje minimální hodnotu v dubnu 2007, zatímco další typ strukturální změny vyjadřující úroveň posunu pouze v kointegračním vztahu z grafického zobrazení dosahuje minima až na konci analyzovaného období – v květnu 2008. Typ strukturální změny C má však výrazný vrchol – lokální maximum, odpovídající minimální hodnotě strukturální změny C/T v prosinci 2001.

Graf 36: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 1. stupeň vertikály kuřecího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

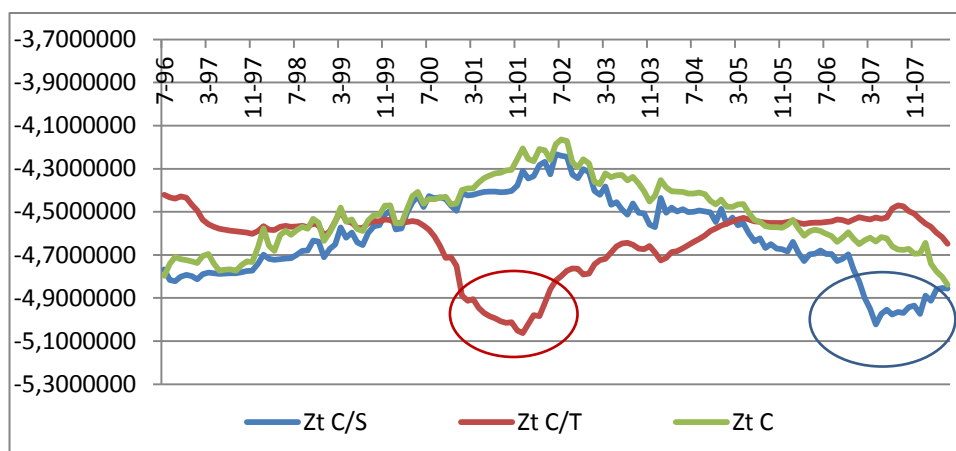
Graf 37: Gregory a Hansen (1996) test - Za test - 1. stupeň vertikály kuřecího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Po spojení výsledků Hansen (1992) testu a výsledků Gregory a Hansen (1996) testu lze usuzovat na signifikantní hodnotu C/S specifikace posunu v režimu vzájemného vztahu zemědělských a průmyslových cen v dubnu roku 2007. Tato hodnota je potvrzena graficky na Grafu 35. Předpokladem je, že v dubnu 2007 došlo na prvním stupni vertikály drůbežního masa ke strukturální změně, která způsobila úroveň posunu v kointegračním vztahu s trendem a posun vektoru sklonu u cen zemědělských výrobců a cen průmyslových výrobců.

Graf 38: Gregory a Hansen (1996) test - Zt test - 1. stupeň vertikály kuřecího masa



Zdroj: vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Výše uvedené může být vysvětleno výskytem ptačí chřipky v ČR právě v období roku 2007. Hodnoty odhadu parametrů na prvním stupni výrobové vertikály kuřecího masa jsou uvedeny v Tabulce 32 (bez zohlednění zlomu) a Tabulce 33 (se zohledněním zlomu). Kompletní výsledky odhadů jsou uvedeny v Příloze 15 a 16. Koeficienty determinace obou odhadů indikují téměř deterministický vztah.

Tabulka 32: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály kuřecího masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
$D1_t$	19.050982125	0.00000000			
$CPV1_t$	0.080942905	0.00000002			
RHO	0.980313368	0.00000000	SSR	28.821608962	
R^2	0.999728		SEE	0.380568267	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CZV_t = 19,051 + 0,081 CPV1_t + \varepsilon_t, \quad (6.13)$$

Odhad parametrů tržního rozpětí mezi cenami průmyslových výrobců a cenami zemědělských výrobců za období od ledna 1994 do prosince 2010 vykazuje velmi

nízkou tržní sílu zpracovatelských podniků, odpovídající pouze 0,081 % změně cen zemědělských výrobců při 1 % změně cen průmyslových výrobců. Úroveň marketingových nákladů na dopravu, skladování produktů zemědělské výroby odpovídá výši 19,051 Kč. Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné. Je-li do modelu zahrnuto zjištění, že v dubnu 2007 nastala strukturální změna v podobě zařazení dummy proměnné, hodnoty parametrů modelu se změni.

Tabulka 33: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály kuřecího masa – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – březen 2007			Období: duben 2007 – prosinec 2010		
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
D1 _t	18.901080193	0.00000000	D2 _t	21.570023678	0.00000000
CPV1 _t	0.088620322	0.00000000	CPV2 _t	0.008491588	0.85431526
RHO	0.978473172	0.00000000	SSR	28.375439097	
R ²	0.999733		SEE	0.377611104	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro první stupeň hodnotového řetězce vertikály kuřecího masa je následující:

$$CPV_t = 18,90 D1_t + 21,57 D2_t + 0,09 SC1_t D1_t + 0,008 SC2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.14)$$

kde pokud je $t < 04:2007$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 04:2007$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Před zmiňovaným obdobím byl parametr sklonu vyšší než po výskytu strukturální změny, tzn., že zpracovatelské podniky upevnily svoji tržní pozici a jejich tržní síla vzrostla. I přes to, že po výskytu strukturální změny je parametr sklonu nižší, je důležitým faktem, že parametr sklonu od dubna 2007 není statisticky významný a změna v tržní síle tak nemusí být nutně tak velká. Na trhu, kde není zohledněn uvažovaný zlom, odpovídá hodnota parametru sklonu období do března roku 2007, kdy v ČR vypukla ptačí chřipka. Marketingové náklady se po dubnu 2007 zvýšily z 18,90,- Kč na 21,57,- Kč a hodnoty konstanty jsou statisticky významné.

U vertikály drůbežího masa byl uvažován možný předpoklad nestability parametru způsobený výskytem ptačí chřipky (šíření viru H5N1). Ptačí chřipka je onemocnění zahrnuté do seznamu OIE – Lis A³³, kam jsou mimo jiné zahrnuty i ostatní choroby zvířat (jako např. slintavka, kulhavka, BSE – které měly vliv na první stupeň vertikály hovězího masa). Bod zlomu se na prvním stupni vertikály drůbežího masa objevil v roce 2007, což představuje okamžik, kdy se v České republice objevila ptačí chřipka u drůbeže. První zmínky o výskytu ptačí chřipky jsou z roku 2006, kdy se onemocnění objevilo u labutí v jižních Čechách. Testy tedy potvrzují signifikantní nestabilitu parametru datovanou do období vypuknutí ptačí chřipky v ČR, což tedy může znamenat vliv vypuknutí onemocnění na změnu rozložení tržních sil v rámci prvního stupně výrobní vertikály drůbežího masa.

Ceny zemědělských výrobců rostly, překročily hranici 20 Kč/kg a údaje o domácí produkci a spotřebě v roce 2007 potvrzují ztrátu tržní pozice českých průmyslových výrobců drůbežího masa. V důsledku výskytu ptačí chřipky byly sníženy stavy drůbeže o 4,5%, poptávka poklesla a snížila se produkce o 5,3 % (dle údajů Mze). V roce 2007 platila mimořádná ochranná opatření na trhu s drůbežím masem, která měla zabránit výskytu ptačí chřipky, či jejímu rozšiřování (zákaz volných výběhů, zákaz trhů a výstav drůbeže, omezení transportu drůbeže apod.).

Zda mělo vypuknutí ptačí chřipky dopad také na navazující článek hodnotového řetězce vertikály drůbežího masa lze zjistit z následně provedeného testování stability parametru, kdy bude zkoumán případný okamžik zlomu na daném trhu. Druhý stupeň hodnotového řetězce kuřecího masa, tj. vztah cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen byl nejprve testován pomocí Hansen (1992) testu. Jeho výsledky jsou následující:

Lc (3.5338414)***

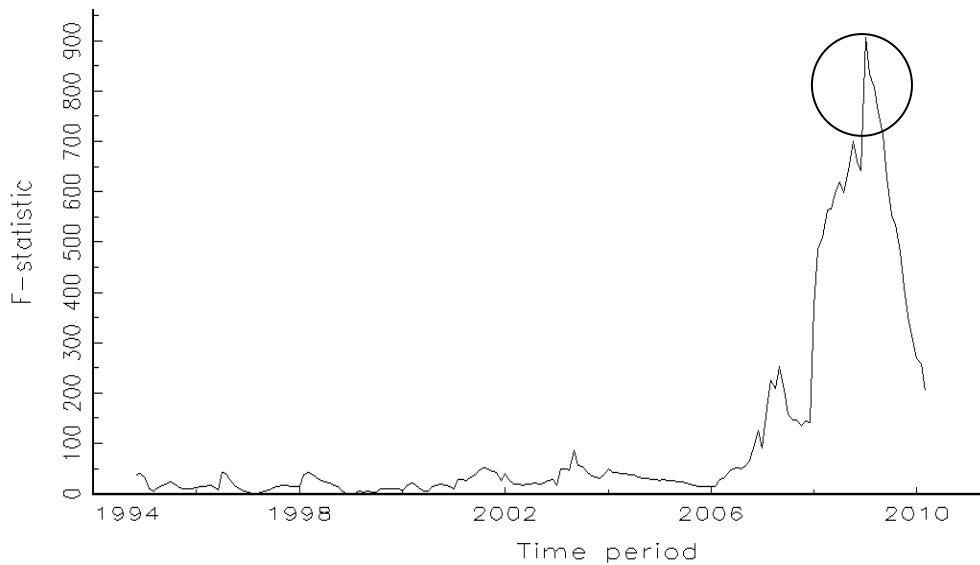
MeanF (111.33150)***

SupF (905.21721)***

³³ OIE je světová organizace pro zdraví zvířat a Seznam A obsahuje výčet přenosných chorob, které se mohou velmi vážně a rychle rozšiřovat, bez ohledu na státní hranice a které mají vážný socioekonomický dopad nebo dopad na veřejné zdraví

Všechny vypočtené hodnoty testových statistik zamítají nulovou hypotézu o stabilitě parametru na hladině významnosti 1%, tedy s 99% pravděpodobností je parametr kointegračního vztahu nestabilní a došlo zde k posunu v režimech. K jakému konkrétnímu posunu došlo, tedy jaký typ strukturální změny nastal a kdy přesně se vyskytl zlom, bude určeno Gregory a Hansen (1996) testem, přičemž z grafického zobrazení v Grafu 39 je patrné období výskytu bodu zlomu v letech 2008 - 2009.

Graf 39: Hansen (1992) test SupF - CPV a SC regrese – kuřecí maso



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

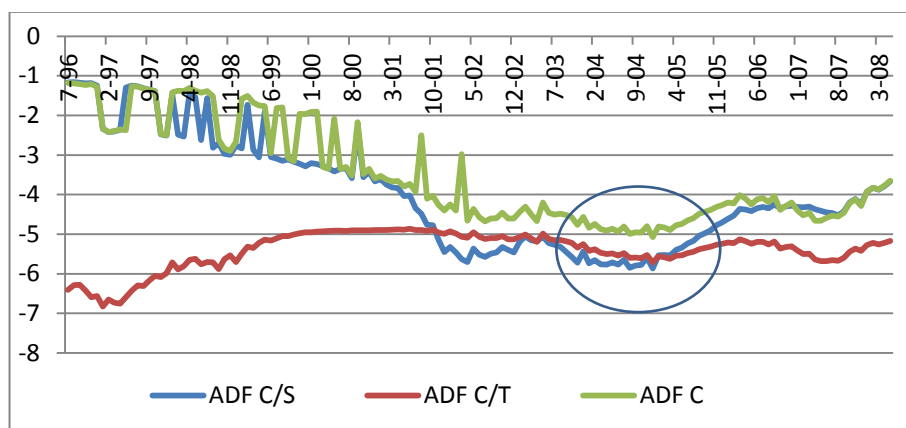
Posuny v režimech vzájemného vztahu cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen pomocí testu kointegrace jsou patrné z tabulky 34. Všechny výsledky modelů jsou statisticky významné na 1% procentní hladině významnosti, kromě specifikace C, která v případě tří testů dosahuje pouze 5% hladiny významnosti.

Tabulka 34: Gregory a Hansen (1996) test – kuřecí maso - CPV a SC

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-5,075928**	0,64705882	prosinec 04
<i>C/T</i>	-6,8273689***	0,18137255	leden 97
<i>C/S</i>	-5,8646493***	0,64705882	prosinec 04
<i>Z_t</i>			
<i>C</i>	-4,9660631**	0,63235294	září 04
<i>C/T</i>	-6,8442474***	0,18137255	leden 97
<i>C/S</i>	-5,8486884***	0,62745098	srpen 04
<i>Z_α</i>			
<i>C</i>	-45,400742**	0,63235294	září 04
<i>C/T</i>	-76,23163***	0,18137255	leden 97
<i>C/S</i>	-59,368062***	0,62745098	srpen 04

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

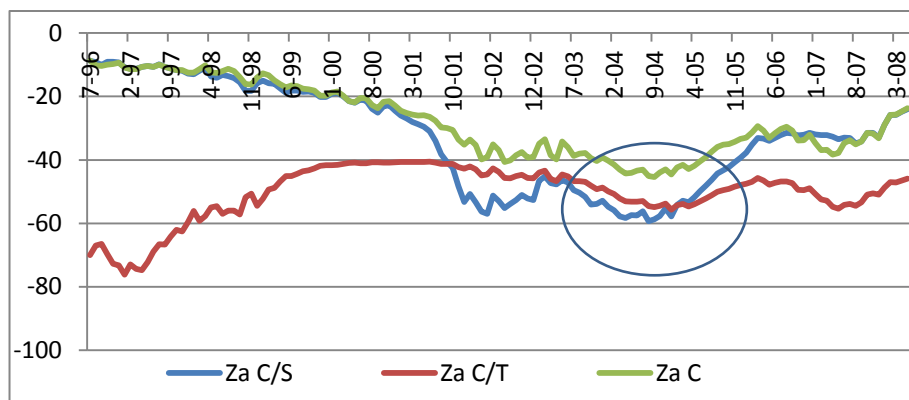
Bod zlomu je z provedených testů nejčastěji situován v roce 2004 a vzhledem k tomu, že bod zlomu je shodný pro strukturální změnu ve formě posunu v kointegračním vztahu s trendem a v posunu vektoru sklonu u Z_t a Z_α , lze předpokládat, že posun v režimech ve vztahu cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen se objevil v srpnu 2004. Tato skutečnost neodpovídá grafickému zobrazení SupF testu zjištěného Hansen (1992) testem.

Graf 40: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 2. stupeň vertikály kuřecího masa

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

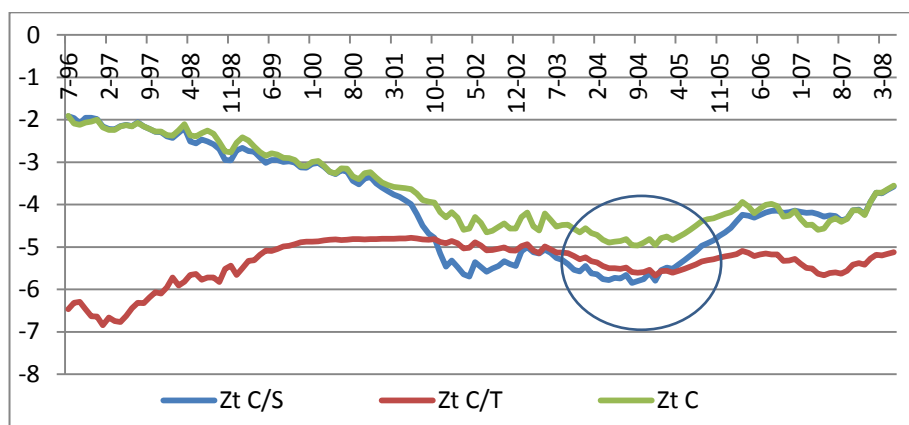
Grafické zobrazení průběhu veškerých zjištěných hodnot ADF, Z_α a Z_t testu jsou zaneseny v Grafech 40 - 43. Minimální hodnoty modelu C/T jsou pro všechny tři testy situovány v lednu 1997, avšak neodpovídají ostatním dvěma specifikacím. Pro modely C/S a C je shodné dosažení minima v období srpna 2004, kdy může být výskyt strukturálního šoku spojen s třetí vlnou šíření viru ptačí chřipky zejména v Asii a Kanadě.

Graf 41: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 2. stupeň vertikály kuřecího masa



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Graf 42: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 2. stupeň vertikály kuřecího masa



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Výskyt strukturálního šoku datovaný do srpna 2004 byl zohledněn při odhadu parametrů tržního rozpětí spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců, jehož výsledky jsou uvedeny v Tabulce 36. Nejprve však byly provedeny odhady parametrů na 2. stupni výrobní vertikály drůbežního masa bez zohlednění strukturálního šoku, tedy za předpokladu stability na trhu drůbežního masa. Kompletní výsledky jsou uvedeny v Příloze 18, výsledky podstatné pro analýzu jsou uvedeny v Tabulce 35.

Tabulka 35: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály kuřecího masa bez zohlednění strukturální změny – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
DI_t	6.4082196386	0.00494393			
$SC1_t$	0.6620993455	0.00000000			
RHO	0.9445606200	0.00000000	SSR	250.52207923	
R^2	0.999349		SEE	1.122009323	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CPV_t = 6,408 + 0,662 SC1_t + \varepsilon_t, \quad (6.15)$$

Jak úroveň marketingových nákladů, představovaná v modelu konstantou, tak parametr sklonu, značící tržní sílu obchodního článku jsou statisticky významné. Konstanta představuje výši 6,40,- Kč (náklady průmyslových výrobců na prodej, skladování, dopravu apod.) Mezi cenou průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenou je přímo úměrný vztah, pouze poměr cen není odpovídající. Došlo-li za sledované období k růstu spotřebitelských cen o 1,- Kč, tak vzrostly také ceny potravinářských výrobců, ale pouze o 0,662,- Kč. Jak se rozložení tržních sil změnilo po srpnu 2004 lze zjistit zahrnutím dummy proměnné, která odpovídá zjištěnému okamžiku bodu zlomu.

Tabulka 36: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály kuřecího masa – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – červenec 2004			Období: srpen 2004 – prosinec 2010		
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
D1 _t	3.107925024	0.06977283	D2 _t	16.451620498	0.00000162
SC1 _t	0.760721063	0.00000000	SC2 _t	0.426036554	0.00000000
RHO	0.742094218	0.00000000	SSR	222.72876415	
R ²	0.999422		SEE	1.057941407	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Po srpnu 2004 došlo k výraznému zvýšení marketingových nákladů, které představuje konstanta, avšak před tímto obdobím není odhadnutý parametr dostatečně signifikantní. V porovnání s hodnotou odhadu konstanty bez respektování změny na trhu je úroveň marketingových nákladů po výskytu zlomu vyšší o více než dvojnásobek. Ostatní odhadnuté parametry jsou signifikantní.

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro druhý stupeň hodnotového řetězce vertikály kuřecího masa je následující:

$$CPV_t = 3,11 D1_t + 16,45 D2_t + 0,76 SC1_t D1_t + 0,43 SC2_t D2_t + \varepsilon_t \quad (6.16)$$

kde pokud je $t < 8:2004$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 8:2004$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Hodnota parametru sklonu křivky spotřebitelských cen se v období po srpnu 2004 snížila. Změnila-li se spotřebitelská cena o 1,- Kč, došlo ke změně ceny průmyslových výrobců pouze o 0,426,- Kč, přičemž v období od ledna 1994 do srpna 2004 se změnila výrazněji, o 0,761,- Kč. Vztah mezi CPV a SC je přímo úměrný. Příčinou růstu tržní pozice obchodního článku může být vstup ČR do EU, ale také je možný výskyt strukturální změny jako důsledku druhé vlny ptačí chřipky v asijských zemích a v Kanadě. Zpracovatelské podniky tak mohly ztratit svou pozici na trhu zpracovaných výrobků a na druhou stranu obchodní článek využít silnější pozici v rámci otevřeného trhu EU. Trh se zpracovanými produkty je díky tomu od srpna 2004 více nedokonalý, než v předcházejícím analyzovaném období.

S ohledem na výsledky analýzy obou tržních rozpětí, tedy jak na trhu se základní surovinou, tak na trhu se zpracovanými výrobky lze usuzovat, že roste tržní síla kupujících na těchto trzích na úkor tržní síly prodávajících. Na druhém stupni hodnotového řetězce vertikály drůbežího masa důsledkem změn způsobených výskytem ptačí chřipky a možných dalších faktorů docházelo u zpracovatelských podniků ke ztrátě jejich tržní pozice a v souvislosti s tím došlo také k poklesu produkce drůbežího masa v ČR. Na trhu se zpracovanými produkty je vykazována vyšší tržní nedokonalost způsobená strukturální změnou, díky které vzrostla vyjednávací síla obchodních řetězců.

Podle údajů Mze v roce 2004 přetrvávalo snižování stavů drůbeže celkem jako důsledek situace v roce 2003. Produkce drůbežího masa v roce 2004 meziročně vzrostla o 1,9 %, převážně vlivem zvýšení ceny zemědělských výrobců kuřat o 5,1 % oproti předchozímu roku. V roce 2004 došlo ke zvýšení spotřeby tohoto druhu masa proti roku 2003 o 2,1 % (podle VÚZE). V roce 2004 byl rekordně vysoký dovoz drůbežího masa a to 53,5 tis. tun. V České republice platil zákaz dovozu drůbeže z důvodu šíření ptačí chřipky zejména ze zemí Asie – Thajsko, Vietnam, Čína, ale také z USA. V červnu roku 2004 došlo k výraznému růstu cen drůbežího masa a to zejména z důvodu uvolnění evropského trhu (česká kuřata zaujala díky dobré kvalitě a nízké ceně na evropských trzích), růstu poptávky a z důvodu uvalení cel na dovozy do EU ze třetích zemí. Ceny zemědělských výrobců kuřat v roce 2004 stouply ještě i přes vysokou úroveň dovozů. Důvodem byla především zvýšená poptávka a vyšší vývozy. Ceny průmyslových výrobců a spotřebitelské ceny kopírovaly v roce 2004 obdobně jako v minulých letech cenové hladiny cen zemědělských výrobců (Situační a výhledové zprávy Drůbeží maso a Vejce, dle jednotlivých let).

6.2.3 Mléko a mléčné výrobky

Výsledky rozšířeného Dickey Fuller testu (1979) u vertikály mléka a mléčných výrobků jsou zachyceny v Tabulce 37. Podkladová data byla statisticky testována pro zpoždění 2, 6 a 12 měsíců a pro různé deterministické předpoklady výskytu trendu či bez něj a s možností konstanty nebo bez ní, jako u všech ostatních zvolených výrobních vertikál. Stejně jako v předchozích případech byly zjištěny odlišné výsledky pro různé délky zpoždění a pro různé deterministické předpoklady.

Časová řada cen zemědělských výrobců je u modelu bez konstanty pro všechny zpoždění nestacionární a navíc ještě u modelu s konstantou a trendem pro délku zpoždění 2 měsíců. Ostatní výsledky vykazují stacionární povahu časové řady. Obdobně jako u vertikály drůbežního masa (a kromě dvou případů také u vertikály vepřového masa) je časová řada cen průmyslových výrobců mléka ve všech případech nestacionární, tedy obsahující jednotkový kořen. Časové řady spotřebitelských cen mléka jsou vždy u modelu s konstantou nestacionární a stejně tak u modelu s konstantou a trendem pro délku zpoždění 2 měsíce a u modelu bez konstanty pro délku zpoždění jednoho roku.

U diferencovaných časových řad zemědělských, potravinářských a spotřebitelských cen mléka jsou hodnoty testovacího kritéria ve většině případů významné dokonce na 1% hladině významnosti a vyvrací tak nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Všechny diferencované časové řady jsou tedy při všech předpokladech a u všech zvolených modelů stacionární - I (0). Tento výsledek je shodný pro diferencované časové řady vertikály hovězího, vepřového i drůbežního masa.

Tabulka 37: ADF test jednotkového kořene – mléko a mléčné výrobky

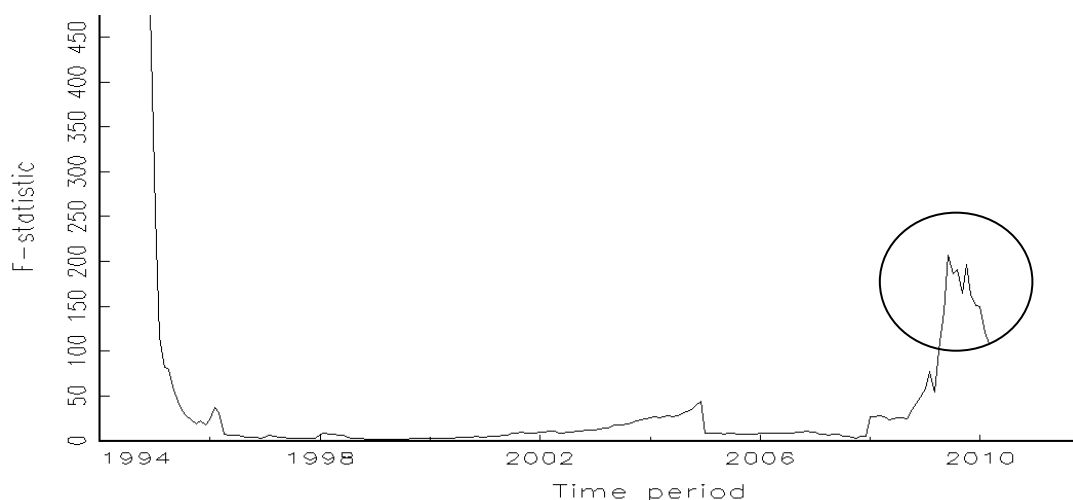
ADF test		CZV	dCZV	CPV	dCPV	SC	dSC
2 lags	no intercept	0.46423	-4.77011***	1.22826	-7.44863***	2.02995**	-5.59037***
	Intercept	-2.74635*	-4.78802***	-1.99737	-7.58148***	-2.18276	-5.86296***
	intercept and trend	-2.77793	-4.79060***	-2.68400	-7.61803***	-2.53680	-5.97114***
6 lags	no intercept	0.42964	-4.52354***	1.22654	-4.93272***	1.66026*	-4.11549***
	Intercept	-3.33885**	-4.55954***	-2.18395	-5.12585***	-2.30011	-4.49526***
	intercept and trend	-3.44486**	-4.60734***	-2.95137	-5.21096***	-3.30108*	-4.67810***
12 lags	no intercept	0.28301	-4.54128***	0.76340	-3.72786***	1.20835	-3.28808***
	Intercept	-3.02164**	-4.54476***	-1.19200	-3.77771***	-1.55070	-3.57627***
	intercept and trend	-3.24189*	-4.52897***	-2.80883	-3.69258***	-3.52938**	-3.60982**

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Hansen (1992) test pro první stupeň hodnotového řetězce mléka vykazuje testovací statistiky následující:

Lc (0.86008386) MeanF (29.583599)*** SupF (480.15629)*****

Hodnota Lc testu zamítá nulovou hypotézu na 5% hladině významnosti, MeanF a SupF testy zamítají nulovou hypotézu s předpokladem stability parametru na 1% hladině významnosti. Z grafického zobrazení v Grafu 43 vyplývá výskyt bodu zlomu v období roku 2009 – 2010. Tato hodnota se neztotožňuje s výsledky Gregory a Hansen (1996) testu, kdy tyto výsledky směřují výskyt posunu v režimech spíše do roku 2004.

Graf 43: Hansen (1992) test SupF - CZV a CPV regrese – mléko

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Tabulka 38 zahrnuje výsledky testování stability parametru vzájemného vztahu mezi zemědělskými cenami a cenami průmyslových výrobců. Všechny analyzované modely v rámci testů ADF, Z_{α} a Z_t jsou významné na 1% hladině významnosti a časové určení bodu zlomu je datováno do roku 2004, pouze pro hodnotu typu strukturální změny C/T u Z_t testu je okamžik výskytu zlomu určen v lednu 2005.

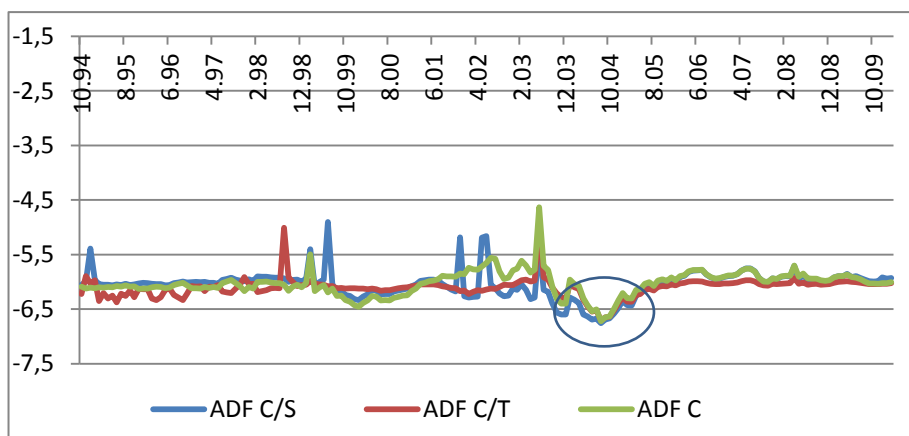
Tabulka 38: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – mléko - CZV a CPV

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
<i>ADF</i>			
<i>C</i>	-6,7215929***	0,627451	srpen 04
<i>C/T</i>	-6,7109454***	0,627451	srpen 04
<i>C/S</i>	-6,7586586***	0,627451	srpen 04
<i>Z_t</i>			
<i>C</i>	-6,3606442***	0,622549	červenec 04
<i>C/T</i>	-6,4295195***	0,651961	leden 05
<i>C/S</i>	-6,6419204***	0,607843	duben 04
<i>Z_α</i>			
<i>C</i>	-65,995941***	0,622549	červenec 04
<i>C/T</i>	-65,1351***	0,622549	červenec 04
<i>C/S</i>	-67,955848***	0,622549	červenec 04

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Po účely další analýzy je uvažována strukturální změna v červenci 2004, odpovídající výsledkům testů Z_z a Z_α . Následující Grafy 44-46 jsou grafickým zobrazením hodnot Gregory a Hansen (1996) testu.

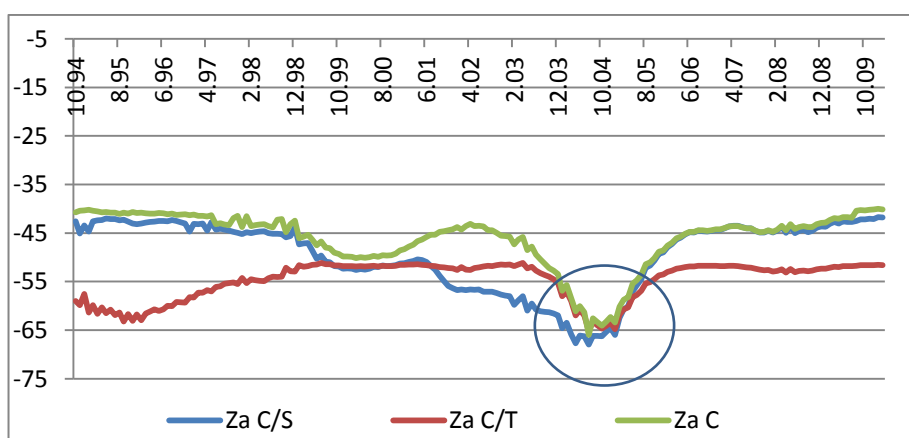
Graf 44: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 1. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

U ADF, Z_z a Z_α testu pro první stupeň hodnotového řetězce mléka. Graf 44 ADF testu zachycuje různá lokální maxima u všech 3 typů posunů v režimech (C, C/T, C/S), přičemž lokální minimum je pro všechny tři typy strukturálních změn stejné, odpovídající srpnu 2004. Maxima modelu C/S jsou v letech 1994, 1999, 2001-2003, zatímco model C/T dosahuje maxima pouze v roce 1998 a 2003, model C má extrém v roce 1999 a 2003.

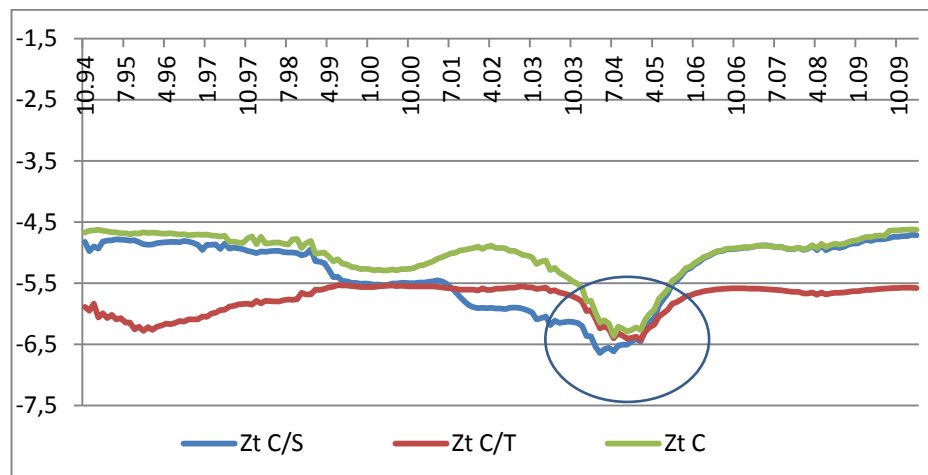
Graf 45: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 1. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Průběh Z_z a Z_α testu a jednotlivých typů strukturálních změn je analogický, pouze v jiném měřítku a lokální minima jsou mírně odlišná. Zatímco u Z_α testu je u všech hodnot minimum datování do července 2004, u Z_t testu jsou minima strukturálních změn odlišná. Vývoj typu strukturální změny s úrovní posunu v kointegračním vztahu s trendem v těchto testech dosahuje dvou lokálních minim, a to v roce 1996 a hlubšího v roce 2004.

Graf 46: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 1. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS, Excel

Určený okamžik výskytu posunu v režimech je následně použit k analýze vztahů subjektů působících na prvním stupni tržního rozpětí vertikály mléka. Tabulka 39 obsahuje výsledky odhadu parametrů tržního rozpětí pro vzájemné vazby mezi cenami zemědělských a cenami průmyslových výrobců bez zohlednění okamžiku výskytu strukturální změny. Koefficient determinace vyjadřuje, že ceny zemědělských výrobců jsou z 99,9 % vysvětleny proměnnými zahrnutými do modelu.

Tabulka 39: Odhad parametrů tržního rozpětí 1. stupně vertikály mléka bez zohlednění strukturální změny – závislost CZV a CPV

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	5.5821194161	0.00000000			
CPV1 _t	0.1698541774	0.00001478			
RHO	0.9796910758	0.00000000	SSR	4.2993697617	
R ²	0.999628		SEE	0.1469859625	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

$$CZV_t = 5,582 + 0,170 CPV1_t + \varepsilon_t, \quad (6.17)$$

Absolutní člen i parametr sklonu jsou statisticky významné. Výše marketingových nákladů odpovídá 5,58,- Kč. Na trhu s mlékem, kde nebyl uvažován žádný zlom, se za daných podmínek změnila cena zemědělských výrobců o 0,17,- Kč při změně ceny průmyslových výrobců o 1,- Kč. Tržní pozice průmyslových výrobců mléka (mlékáren) je silná. Zda dochází k jejímu zneužívání v případě výskytu nějakého šoku na trhu lze usoudit z následujících výsledků odhadu parametrů modelu tržního rozpětí na prvním stupni vertikály mléka. Výskyt okamžiku zlomu je určen Gregory a Hansen testem (1996) do období července 2004, kdy se vliv změny tržní síly ve vertikále mléka dá přisuzovat zejména vstupu ČR do Evropské Unie a otevření zahraničních trhů spolu se zvýšením konkurence.

Parametr sklonu se mezi sledovanými obdobími zvýšil, což může značit ztrátu tržní síly zpracovatelských podniků (v důsledku např. vyššímu vývozu suroviny) oproti druhému sledovanému období. Téměř uprostřed těchto hodnot je odhad parametru sklonu na trhu bez zohlednění zlomu a tento parametr je statisticky významný. Marketingové náklady vyjádřené konstantou se po červenci 2004 mírně snížily. Konstanta na trhu s mlékem bez akceptace zlomu opět dosahuje hodnoty ležící mezi hodnotami před zlomem a po zlomu. Veškeré odhadnuté parametry jsou signifikantní a CZV jsou z 99,96 % vysvětlovány právě zahrnutými proměnnými, tedy CPV.

**Tabulka 40: Odhady parametru tržního rozpětí 1. stupně vertikály mléka
– závislost CZV a CPV**

Období: leden 1994 – červen 2004			Období: červenec 2004 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	5.8646812686	0.00000000	D2 _t	5.3046716520	0.00000000
CPV1 _t	0.1343409345	0.02656382	CPV2 _t	0.1937960467	0.00014453
RHO	0.9806330806	0.00000000	SSR	4.2858408194	
R ²	0.999629		SEE	0.1467545180	

Zdroj: vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro první stupeň hodnotového řetězce vertikály mléka a mléčných výrobků je následující:

$$CZV_t = 5,87 D1_t + 5,31 D2_t + 0,13 CPV1_t D1_t + 0,19 CPV2_t D2_t + \varepsilon_t, \quad (6.18)$$

kde pokud je $t < 07:2004$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 07:2004$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Do 30. 4. 2004 byla CZV regulována a od 1. 5. 2004 se ČR musela řídit platnými předpisy EU pro organizaci trhu s mlékem, vydanými Radou nebo Komisí EU. ČR byla připravena na systém produkčních kvót u mléka, jelikož již v období před vstupem tento systém uplatňovala. Po nastalé strukturální změně, která se na trhu se základní surovinou – mlékem objevila v červenci 2004, došlo k poklesu tržní síly průmyslových výrobců – mlékáren.

Podle údajů TIS za srpen 2004 se nepotvrdila domněnka o masivních dodávkách tuzemského mléka zahraničním odběratelům a s tím související razantní zvýšení cen placených zemědělcům za mléko kravské. Ceny zemědělských výrobců rostly jen mírně. V roce 2004 docházelo k mírnému nárůstu vývozu mléka, který se však podle zprávy TIS z prosince 2004 většiny mlékáren výrazně nedotkl, jelikož rovnoměrně s vývozem rostl i dovoz (zejména z Polska a Slovenska).³⁴

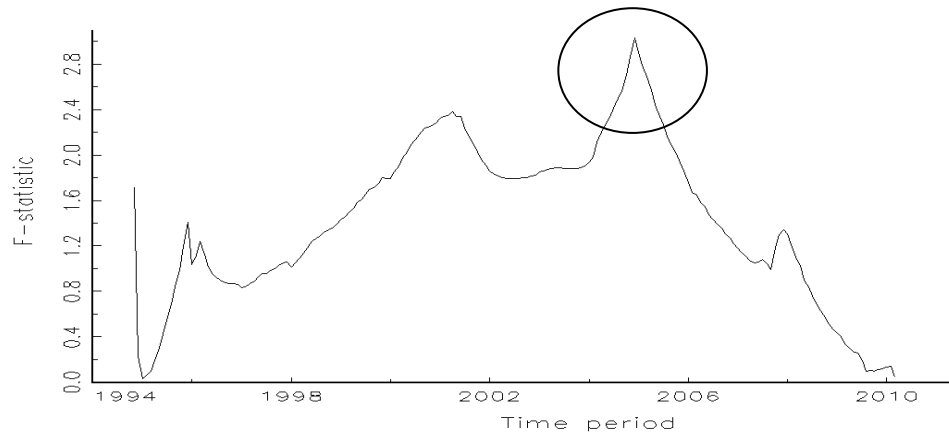
³⁴ Zvyšující se vývoz mléka ohrožoval hlavně jihočeskou Madetu, která omezovala výrobu v některých svých závodech, jelikož odbytové družstvo producentů mléka z jižních Čech JIH

Stabilita tržních vztahů na druhém stupni výrobní vertikály mléka a mléčných výrobců byla testována pomocí Hansen (1992) testu, který poskytuje následující výsledky testových statistik:

Lc (0.19840297) MeanF (1.4213855) SupF (3.0349741).

Ani jedna z hodnot testové statistiky není v porovnání s tabulkovými hodnotami statisticky významná, tzn., že nelze zamítnout nulovou hypotézu o stabilitě parametru. Díky těmto výsledkům lze předpokládat, že parametr kointegračního vztahu je stabilní a v analyzovaném období nedošlo k žádné významné události, která by způsobila strukturální změnu. Toto tvrzení je potvrzeno či vyvráceno pomocí dalšího testu stability parametru – pomocí Gregory a Hansen (1996) testu. Grafické zobrazení SupF testu je uvedeno v Grafu 47. Maximální hodnoty dosahuje SupF test v roce 2005.

Graf 47: Hansen (1992) test SupF - CPV a SC regrese – mléko



Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Vztah subjektů na druhém stupni hodnotového řetězce mléka je charakterizován významnými hodnotami pro strukturální změnu s úrovní posunu v kointegračním vztahu s trendem a v posunu parametru sklonu datovanými pro Z_t test do listopadu 2004 a pro Z_α test do října 2004. Nulová hypotéza o stabilitě parametru na 1% hladině významnosti je zamítnuta u výsledků všech 3 posunů v režimech jak u Z_t ,

exportovalo 70 000 litrů denně do zahraničí a tento export mělo v plánu v roce 2005 zvýšit až na 200 000 litrů denně. (Tržní informační systém, prosinec 2004)

tak u Z_α testu. Tabulka 41 poskytuje výsledky Gregory a Hansen (1996) testu kointegrace.

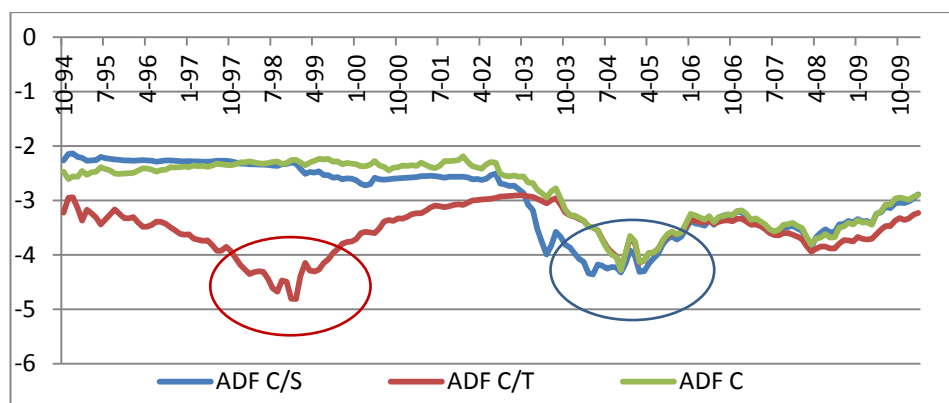
Tabulka 41: Gregory a Hansen (1996) test kointegrace – mléko - CPV a SC

	<i>testovací statistika</i>	<i>bod zlomu</i>	<i>časové určení zlomu</i>
ADF			
<i>C</i>	-4,2826029	0,6372549	říjen 04
<i>C/T</i>	-4,8081867*	0,29411765	prosinec 98
<i>C/S</i>	-4,3552013	0,60784314	duben 04
Zt			
<i>C</i>	-6,555905***	0,65686275	únor 05
<i>C/T</i>	-7,2532378***	0,29411765	prosinec 98
<i>C/S</i>	-6,9758546***	0,64215686	listopad 04
Zα			
<i>C</i>	-60,077967***	0,65686275	únor 05
<i>C/T</i>	-72,048862***	0,28921569	listopad 98
<i>C/S</i>	-64,260433***	0,6372549	říjen 04

Zdroj: Vlastní výpočet, GAUSS

Z grafického zobrazení průběhu modelů v Grafech 48-50 u všech 3 testů (ADF, Z_α a Z_t) je patrný výskyt dvou extrémů pro hodnoty posunu v režimech C/T, lokální minima jsou dosahovány u ADF testu v období roku 1998 a v roce 2004.

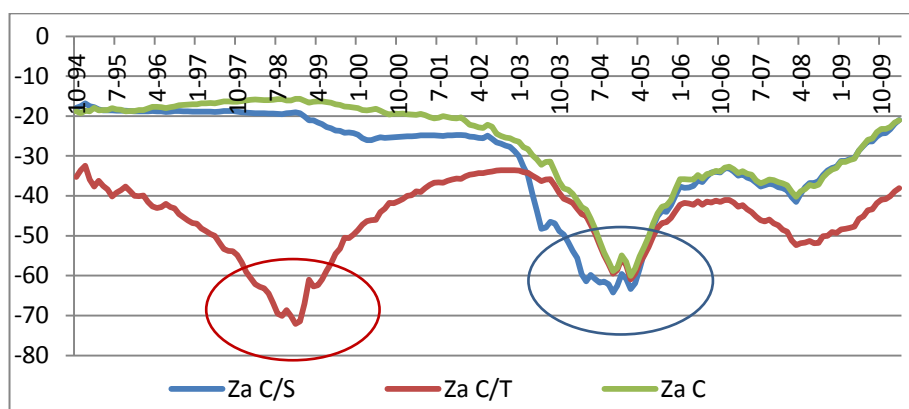
Graf 48: Gregory a Hansen (1996) test - ADF test - 2. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočty, GAUSS, Excel

V roce 2004 jsou hodnoty minima shodné pro všechny testy, avšak pro model C/T je minimum v roce 1998 a stav v roce 2004 je pouze druhým menším extrémem. Tato skutečnost může potvrzovat výskyt více než jednoho posunu v režimech, který ovšem nebyl testován.

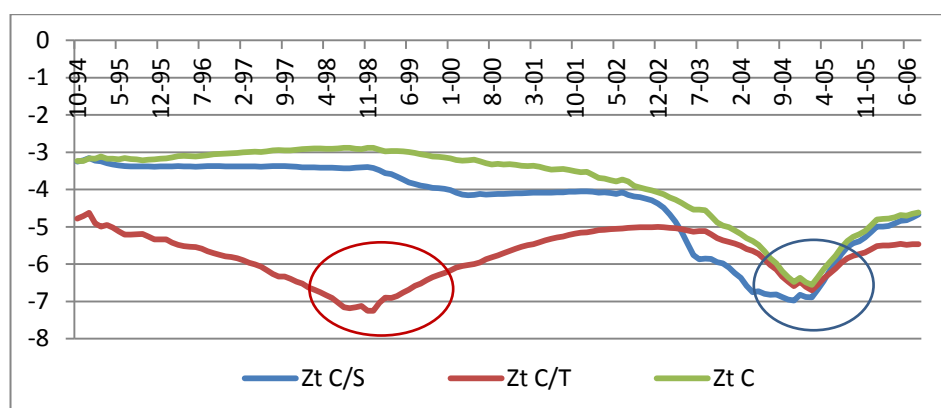
Graf 49: Gregory a Hansen (1996) test - Z_α test - 2. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočty, GAUSS, Excel

Není-li uvažováno lokální minimum posunu v režimech C/T, pak je minimum určeno díky výsledkům Z_α testu, kdy došlo k úrovni posunu v kointegračním vztahu s trendem a současně k posunu vektoru sklonu. Pro analýzu vztahů v rámci druhého stupně vertikály mléka byl přijat předpoklad výskytu strukturální změny v říjnu roku 2004 z důvodu vstupu ČR do EU, přičemž reakce na tento fakt je uvnitř článků vertikály opožděná zhruba 4 měsíce.

Graf 50: Gregory a Hansen (1996) test - Z_t test - 2. stupeň vertikály mléka



Zdroj: Vlastní výpočty, GAUSS, Excel

Tabulka 42 obsahuje výsledky odhadu parametrů tržního rozpětí na druhém stupni výrobní vertikály mléka. Vztah (6.19) vyjadřuje závislost cen průmyslových výrobců na cenách spotřebitelských a na výši konstanty představující úroveň marketingových nákladů průmyslových výrobců.

Tabulka 42: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály mléka bez zohlednění strukturální změny – závislost CPV a SC

Období: leden 1994 – prosinec 2010					
Proměnná	Koeficient	p-hodnota	Proměnná	Koeficient	p-hodnota
$D1_t$	4.1788960728	0.00003808			
$SC1_t$	0.4667586072	0.00000000			
RHO	0.9646029941	0.00000000	SSR	12.433972920	
R^2	0.999452		SEE	0.249964549	

Zdroj: Vlastní výpočet, RATS

$$CPV_t = 4,179 + 0,467 SC1_t + \varepsilon_t, \quad (6.19)$$

Všechny výsledné parametry jsou statisticky významné. Úroveň marketingových nákladů odpovídala za sledované období 4,179,- Kč. Vztah ceny průmyslových výrobců a spotřebitelských cen je přímo úměrný. Při růstu ceny spotřebitelské o 1,- Kč vzrostly ceny průmyslových výrobců o 0,467,- Kč ve sledovaném období. Jaký vliv měla na vzájemný vztah spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců strukturální změna datovaná na říjen 2004 je patrné z Tabulky 43.

Od října 2004 došlo k výraznému vzrůstu marketingových nákladů, představovaných v modelu konstantu, avšak v prvním sledovaném období není konstanta statisticky významná, tzn. parametr je neprůkazný. Oproti trhu, kde nebyly zohledněny změny tržních sil, je konstanta také vyšší, avšak ne tak významně. Parametr sklonu se snížil více než o polovinu ve druhém období, což je možné interpretovat jako zvýšení tržní síly obchodního článku. Lze usuzovat, že zpracovatelské podniky na trhu s produkty určenými pro spotřebitele díky tomu čelí vyšší tržní nedokonalosti, přičemž vstup do EU může být považován za hlavní důvod, ale ne nutně za jediný možný. Kompletní odhady parametrů modelu tržního rozpětí na druhém stupni výrobní vertikály mléka jsou uvedeny v Příloze 21 a 22.

**Tabulka 43: Odhad parametrů tržního rozpětí 2. stupně vertikály mléka
– závislost CPV a SC**

Období: leden 1994 – září 2004			Období: říjen 2004 – prosinec 2010		
<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>p-hodnota</i>
D1 _t	0.8384549664	0.60049350	D2 _t	6.5201110140	0.00000221
SC1 _t	0.7442629853	0.00000001	SC2 _t	0.3394271217	0.00006669
RHO	0.9636249478	0.00000000	SSR	12.019907878	
R ²	0.999470		SEE	0.245767262	

Zdroj: Vlastní výpočet, RATS

Kointegrační vztah s jedním strukturálním šokem pro druhý stupeň hodnotového řetězce vertikály mlék a mléčných výrobků je následující:

$$CPV_t = 0,84 D1_t + 6,52 D2_t + 0,74 SC1_t D1_t + 0,34 SC2_t D2_t + \varepsilon_t \quad (6.20)$$

kde pokud je $t < 10:2004$, pak je $D1_t = 1$, v ostatních případech je $D1_t = 0$ a pokud je $t \geq 10:2004$, je $D2_t = 1$, v ostatních případech je $D2_t = 0$.

Vývoj na trhu s mlékem a mlékárenskými výrobky v ČR v roce 2004 byl ovlivněn zejména vstupem do EU. Tento jev je významný pro oba stupně hodnotového řetězce vertikály mléka a mléčných výrobků. Na prvním stupni se bod zlomu objevil v červenci roku 2004, zatímco na druhém stupni s mírným zpožděním v říjnu roku 2004. Tento jev potvrzuje signifikantní nestabilitu parametru kointegračního vztahu na obou stupních vertikály. Na prvním stupni tržního rozpětí se jedná o oslabení tržní pozice vlivem změny tržní struktury, zatímco na druhém stupni tržního rozpětí se za analyzované období tržní síla vzrostla.

U mlékárenských výrobků je patrný rostoucí trend spotřeby (u mléčných výrobků s vyšší přidanou hodnotou, než u mléka jako takového), avšak spotřeba stále nedosahuje hodnot před rokem 1990. Spotřeba roste zejména u produktů s vyšší přidanou hodnotou, jako jsou přírodní sýry, tvarohy a mléčné pochoutky. Na druhou stranu se snižuje spotřeba konzumního mléka a jogurtů. V porovnání s průměrem EU je spotřeba mléka a mlékárenských produktů stále na nižší úrovni. U spotřebitelských cen dochází k jejich zvyšování.

Konečnou realizační cenu určenou pro spotřebitele mléka a mléčných výrobků diktují ve větší míře obchodníci na maloobchodní úrovni. Velmi úzkým prostorem pro snížení tlaku navazujících článků vertikály je vlastní zpracování a prodej z farmy přímo spotřebiteli. V ČR je ve všech regionech rozvinutý odbyt mléka prostřednictvím odbytových organizací a nabídka suroviny je koncentrována. Vzhledem k otevření trhu vstupem do EU jsou zpracovatelé v horším postavení, než tomu bylo do té doby. Tržní pozici zpracovatelských podniků potvrzuje i provedená ekonometrická analýza. Na trhu se zemědělskými výrobky po červenci 2005 došlo ke snížení tržní síly mlékáren a marketingové náklady se snížily. Zatímco na trhu zpracovaných výrobků došlo po říjnu 2004 k růstu tržní síly obchodních řetězců. Zpracovatelské podniky tak čelí vyšší tržní nedokonalosti.

Období od roku 2004 do roku 2013 je přechodnou etapou s postupným omezováním vlivu nástrojů regulace mlékárenského trhu. Do konce března roku 2015 by mělo být od produkčních kvót na mléko úplně upuštěno a lze předpokládat, že po tomto datu nastane konkurenční boj a snaha o udržení pozice na trhu mléčnými výrobky.

7 Závěry

Disertační práce byla zaměřena na analýzu cenové transmise na dvou stupních vertikály pšenice, hovězího, vepřového, drůbežího masa a mléka pomocí modelu tržního rozpětí. Výběr vertikál byl proveden na základě kritéria vysokého podílu vstupní suroviny na výsledném produktu a z důvodu nejvýznamnějších komodit rostlinné a živočišné výroby co do velikosti podílu na zemědělské produkci. Hlavním cílem disertační práce byla identifikace vlivu exogenních determinantů na tržní strukturu zkoumaných vertikál. Naplnění cíle disertační práce bylo dosahováno pomocí testování stability parametrů na jednotlivých stupních tržního rozpětí vertikál, identifikace okamžiku zlomu a následného odhadu parametrů modelu tržního rozpětí. Odhady parametrů byly prováděny na trzích bez zohlednění výskytu strukturální změny a dále před zjištěným obdobím zlomu a po něm. Na základě dosažených výsledků byly v diskusi uvedeny možné příčiny výskytu zlomu a jejich dopady na tržní strukturu. Analyzované vertikály byly sledovány na základě časových řad cen zemědělských výrobců, zpracovatelů a spotřebitelských cen za časové období od ledna 1994 (u pšenice dostupné údaje od ledna 1995) do prosince 2010, přičemž časové řady mají měsíční periodicitu. Pokladová data byla získána z ČSÚ.

Tato disertační práce se zabývá analýzou pěti vybraných vertikál rostlinného i živočišného původu, a to zejména z pohledu cenové transmise mezi jednotlivými články vertikály, případným výskytem strukturálního šoku za analyzované období a určením signifikantních exogenních determinantů působících na hodnotový řetězec dané vertikály. Analyzované vertikály s vysokým podílem vstupní suroviny na výsledném produktu byly nejprve deskriptivně analyzovány z hlediska vývoje nejdůležitějších charakteristik výroby, spotřeby, nabídky, poptávky a jiných ukazatelů. Následně byla provedena ekonometrická analýza pomocí testování výskytu strukturálních změn a odhadu parametrů tržního rozpětí dvou stupňů v rámci každé vybrané vertikály.

Empirická část disertační práce byla započata testováním řádu integrace zemědělských, průmyslových a spotřebitelských cenových časových řad. Byla tedy

zjišťována stacionarita, resp. nestacionarita časových řad pomocí (A)DF testu jednotkového kořene (1979) pro délky zpoždění 2, 6 a 12 měsíců a pro různé deterministické předpoklady. Pro všechny analyzované vertikály je vypovídající stacionární povaha diferencovaných časových řad, které jsou integrovány I (0). Původní časové řady se jevily v některých případech stacionární, v jiných byl opak pravdou, s výjimkou časových řad průmyslových cen drůbežního masa a mléka a mléčných výrobků, kdy všechny hodnoty testovacího kritéria pro všechny délky zpoždění a zvolené deterministické předpoklady potvrzovaly nulovou hypotézu tohoto testu o přítomnosti jednotkového kořene.

Následně byla prováděna kointegrační analýza časových řad za pomoci testů stability parametru, konkrétně Hansen (1992) test a Gregory a Hansen test (1996) u všech pěti vybraných vertikál. Gregory a Hansen (1996) je doplňkovým testem k Hansen (1992) testu, jelikož umožňuje na rozdíl od Hansen (1992) testu určit přesný okamžik výskytu bodu zlomu.

Naplnění výše uvedeného cíle bylo dosaženo hledáním odpovědí na výzkumné otázky a realizací dílčích cílů této práce. Dílčí cíle rozdělily disertační práci na jednotlivé kapitoly, které se jejich realizací blíže zabývaly. Níže je uvedeno naplnění jednotlivých dílčích cílů pro zajištění komplexního pohledu na zpracovávanou problematiku. Metodický postup byl jednotný pro všechny analyzované vertikály.

i. Analýza vývoje a současného stavu ve vybraných výrobních vertikálách a identifikace vazeb uvnitř vertikál.

Agrární sektor je velmi specifickou součástí národní ekonomiky a není možné ho oprostit od vlivů působících na národní a nadnárodní úrovni, a dále bez přihlédnutí k historickým souvislostem. Podstatnou událostí, na kterou se ČR dlouhou dobu připravovala, byl vstup do EU v květnu 2004, jelikož představoval pro zemědělské komodity a jejich trhy výrazné změny. Jednalo se zejména o přechod na SOT, využívání zdrojů poskytovaných EU na rozvoj zemědělství, podporu TUR, venkova a regionů, a významnou podporou ekologického způsobu hospodaření. Agrární sektor ČR díky tomu prošel velkými změnami, které mají bezpochyby vliv na tržní strukturu analyzovaných výrobních vertikál.

Jako zástupce rostlinné výroby byla pro hlubší analýzu vybrána vertikála potravinářské pšenice, která ve výrobě obilovin představuje v ČR velmi významnou položku z pohledu jejího určení k obživě obyvatel. Postupně dochází k poklesu spotřeby chleba (bílého) a současně roste potřeba pšeničného (zejména celozrnného) pečiva. Zlomovým obdobím pro vertikálu potravinářské pšenice byl vstup ČR do EU, kdy plynule klesá domácí spotřeba, produkce vykazuje přebytky a míra soběstačnosti ČR vzhledem k produkci pšenice vzrostla na 133%. Trh pšenicí je tvořen více články, než je tomu u zástupců živočišné výroby. Prvovýrobce vypěstuje pšenici, která se následně upravuje, aby mohla být dlouhodobě skladována. Mlýnský průmysl pšenici rozemele na mouku, kterou pekařský průmysl zpracuje na výsledné produkty pro spotřebitele. Mezi spotřebitelem a pekařským průmyslem vystupuje obchodní síť, jako distribuční článek. V ekonometrické analýze pšenice se pracovalo s nestacionárními časovými řadami AP, CPV a SC integrovanými I(1) s konstantou.

Z živočišné výroby byly vybrány k vlastní analýze vertikála hovězího masa a s ní úzce spojená vertikála mléka, dále vertikála vepřového a drůbežního masa. Výsledky živočišné výroby se odvíjejí od kvality krmiv, zdravotní a lidské péče, ustájení, genetického potenciálu zvířat atd. Biologický charakter výroby ji v tomto odlišuje od ostatních článků národního hospodářství.

Stavy hospodářských zvířat od roku 1989 poklesly na všech sledovaných úrovních. Velké oblibě se v průběhu let 1994-2010 dostalo kuřecímu masu na úkor masa hovězího, jehož spotřeba výrazně klesla. Vepřové maso má v ČR tradici a přes to jeho spotřeba klesá. U těchto komodit je patrná obava producentů z výskytu některých onemocnění skotu (kulhavka, slintavka, BSE), prasat (prasečí mor, prasečí chřipka) nebo u drůbeže výskytu ptačí chřipky. Vypuknutí takového onemocnění může mít fatální důsledky na celou vertikálu. Vertikály masa se skládají ze zemědělského a zpracovatelského trhu (jatká, mrazírny, masokombináty, uzenářství) a trhu spotřebitelského. Začlenění ČR do EU přineslo podnikům zpracovávajícím maso výrazné problémy, jelikož čeští zpracovatelé nejsou schopni se dostatečně přizpůsobit požadavkům evropského trhu, i přes to, že zpracovatelský průmysl je na dobré úrovni. Snahou do budoucna by mělo být prosazení

se na evropském trhu pomocí domácích regionálních výrobků s vysokou přidanou hodnotou a jednoznačnou zapamatovatelností pro zahraniční spotřebitele.

Výroba mléka a mléčných výrobků má v ČR dlouhodobou tradici. V průběhu let došlo na tomto trhu k výkyvům, které způsobily snížení spotřeby mléka a mléčných výrobků. EU a Ministerstvo zemědělství se proto zaměřili na podporu spotřeby mléka a to zejména u dětí a mladistvých projektem „Školní mléko“, dále pomocí mléčných automatů atd. Každým rokem se spotřeba mírně zvyšuje, zejména u produktů s vyšší přidanou hodnotou jako jsou sýry, jogurty, kysané mléčné produkty apod. Situace na trhu s mlékem bude velmi zajímavá po březnu 2015, kdy by měl být zrušen systém mléčných kvót, čímž dojde k uvolnění trhu a k velkému konkurenčnímu boji o udržení pozice.

ii. Identifikace případného výskytu strukturálního šoku uvnitř vybraných výrobních vertikál.

V rámci tohoto cíle byly cenové časové řady testovány na stabilitu parametru a výsledky testů byly porovnány s tabulkovými hodnotami, aby byla zjištěna statistická významnost a prokazatelnost výskytu bodů zlomu. K tomu byly využity dva testy Hansen (1992) a Gregory a Hansen (1996) testy.

- *Výskyt strukturální změny na prvním stupni tržního rozpětí hodnotového řetězce pšenice byl potvrzen v červenci 2007.*
- *Na druhém stupni vertikály pšenice byla strukturální změna detekována v červenci 1996. Oba dva zlomy se vyskytují v červenci, což odpovídá obecným zvyklostem (ceny jsou na nejvyšší úrovni).*
- *Na prvním stupni vertikály hovězího masa byla určena signifikantní změna v režimech v lednu 2001.*
- *Na druhém stupni vertikály hovězího masa se zlom objevil v dubnu 2003.*
- *Cenové časové řady vepřového masa vykazovaly okamžik zlomu na prvním stupni vertikály v červenci 2004.*

- *Na druhém stupni hodnotového řetězce vepřového masa byl prokázán posun v režimech v říjnu 2004.*
 - *Drůbeží maso v tržním rozpětí 1. stupně dosahovalo signifikantní strukturální změny v dubnu 2007.*
 - *Ve vztahu spotřebitelských a průmyslových cen byl prokázán zlom v srpnu 2004.*
 - *U mléka a mlékárenských produktů došlo ke změně v režimech v červenci 2004 na prvním stupni hodnotového řetězce.*
 - *Na druhém stupni hodnotového řetězce mléka se objevil bod zlomu s mírným zpožděním v říjnu 2004.*
- iii. Vymezení možných exogenních determinantů tržní struktury vybraných výrobních vertikál způsobujících nastalý strukturální šok.**

Při identifikaci signifikantních determinantů změn v tržních strukturách byl zjištěný okamžik výskytu strukturální změny porovnán se situací na trhu dílčím i agregovaném a byly také zohledněny také nadnárodní skutečnosti, které by mohly dané šoky ovlivňovat, resp. jejich výskyt.

- *Na světovém trhu po sklizni v roce 2007 nastal nedostatek pšenice díky neúrodě, poklesu zásob a rostoucí poptávce po potravinářské pšenici. Výrazný růst cen obilí se téměř okamžitě projevil růstem cen zpracovatelů.*
- *Příčinami zlomu na druhém stupni vertikály potravinářské pšenice byl zřejmě slabý hospodářský růst ČR a zemí EU, se kterými v roce 1996 ČR nejvíce obchodovala (zahraniční poptávka klesla stejně jako domácí spotřeba) a neúroda pšenice v zahraničí a cena průmyslových výrobců rostla.*
- *Předpoklad změny tržní struktury trhu hovězím masem v důsledku výskytu některého z onemocnění slintavky, kulhavky či BSE se potvrdil. Slintavka a kulhavka se vyskytují ve světě více od devadesátých let 20. století, v Evropě se objevily poprvé v roce 2001.*

- *BSE se také objevila poprvé v roce 2001 v ČR, zatímco v Evropě se šířila již od konce osmdesátých let dvacátého století.*
- *V EU došlo na konci roku 2000 k poklesu spotřeby a ke zvýšení cenové úrovně hovězího masa.*
- *V dubnu 2003 byla v rámci SZP provedena reforma, která zavedla jednotné platby na farmu a oddělila výši dotací od množství produkce.*
- *V roce 2003 se vyskytla nemoc šílených krav v USA, v ČR se rapidně snižovaly stavy dobytka a výroba dosahovala poloviční hodnoty oproti předcházejícímu roku.*
- *Na prvním stupni vertikály vepřového masa došlo v červenci roku 2004 k výskytu signifikantního okamžiku zlomu.*
- *Průkazný vliv některého z onemocnění prasat na tržní strukturu trhu vepřovým masem nebyl potvrzen.*
- *Důvody výskytu šoku na prvním stupni vertikály vepřového masa v červenci 2004 lze přikládat vstupu ČR do EU a nízké konkurenceschopnosti českých zpracovatelských podniků na zahraničních trzích.*
- *Vývoz zástavových zvířat a zvířat na porážku do zahraničních zemí byl v roce 2004 téměř čtyřnásobný, zatímco dovoz jen dvojnásobný. Z toho plyne nevýhodné postavení českých zpracovatelů, jelikož čelí velké konkurenci, která dováží již zpracované produkty. V roce 2003 byly na českém trhu nízké výkupní ceny prasat.*
- *Na druhém stupni se projevil zlom v únoru 2005, kdy pokračoval pokles výroby masa a růst cen zemědělských výrobců (meziročně až o 35,5%).*
- *Předpoklad nestability parametru na trhu drůbežím masem způsobený výskytem onemocnění drůbeže je signifikantní na prvním stupni výrobní vertikály.*

- *Bod zlomu na prvním stupni vertikály drůbežního masa se objevil v roce 2007, kdy poprvé vypukla ptačí chřipka v ČR.*
- *Na druhém stupni vertikály drůbežního masa nastala strukturální změna v srpnu 2004 a to buď jako důsledek vstupu ČR do EU nebo díky vypuknutí druhé vlny ptačí chřipky.*
- *U vertikály mléka je prokazatelný vliv působení determinant po období, kdy ČR vstoupila do EU, tzn., po tomto období dochází ke změně tržních sil. Na prvním stupni vertikály mléka je období zlomu datováno v červenci 2004 a na druhém stupni od října 2004.*
- *Důvodem výskytu okamžiku zlomu je změna rozložení sil na těchto trzích v závislosti na otevření evropského trhu a zvýšení počtu tržních subjektů, nové možnosti výrobců, zpracovatelů a spotřebitelů.*

iv. Analýza a zhodnocení situace před výskytem strukturální změny a po ní.

Kvantifikace cenových přenosů uvnitř výrobních vertikál byla provedena pomocí modelu tržního rozpětí, odhady byly provedeny pro modely bez zohlednění strukturálního šoku a s jeho zohledněním.

- *V červenci 2007 podniky průmyslových výrobců pšenice ztratily tržní pozici, přičemž možnou příčinu lze nalézt v neúrodě pšenice na světových trzích, i přes to, že domácí produkce byla kvalitativně i kvantitativně odpovídající.*
- *Po červenci 1996 rostla úroveň marketingových nákladů jako reakce na výskyt signifikantního zlomu. V tomto období došlo k růstu tržní síly obchodních řetězců oproti průmyslovým zpracovatelům a nesymetrický cenový přenos byl na tomto trhu prokázán.*
- *Na prvním stupni výrobní vertikály hovězího masa došlo ke snížení úrovně marketingových nákladů a tržní síla zpracovatelů mírně vzrostla po lednu 2001.*

- *Po dubnu 2003 vzrostly marketingové náklady na trhu s hovězím masem na dvojnásobek a v důsledku výskytu strukturálního šoku vzrostla tržní síla obchodních řetězců.*
- *Zpracovatelé vepřového masa na prvním stupni vertikály v červenci 2004 podle výsledků odhadů mírně zvýšili svoje tržní postavení, ale vzhledem k situaci na trhu po vstupu ČR do EU nebylo jejich tržní postavení dostatečně silné z pohledu zahraniční konkurence.*
- *Na trhu vepřovým masem došlo mezi obchodním a zpracovatelským článkem k mírnému snížení tržní síly obchodních řetězců. Důvod je přikládán opět vstupu ČR do EU, jelikož došlo k otevření trhu. Velkoobchod a maloobchod ztratil mírně svoji tržní pozici k vyjednávání.*
- *Po výskytu ptačí chřipky v ČR v dubnu 2007 zvýšili zpracovatelské podniky svoji tržní sílu. Marketingové náklady ovšem také rostly.*
- *Druhý stupeň vertikály drůbežního masa je charakterizován od srpna 2004 téměř dvojnásobným růstem marketingových nákladů a současně zvýšením tržní síly obchodních řetězců a dalších článků prodávajících konečný produkt spotřebiteli. Nedokonalost tohoto trhu se tak zvýšila.*
- *Zpracovatelské podniky na trhu s mlékem ztratili po červenci 2004 svoji tržní pozici a marketingové náklady klesly.*
- *Od října 2004 došlo k výraznému nárůstu marketingových nákladů a ke snížení parametru sklonu obchodních řetězců, což značí zvýšení tržní pozice obchodních řetězců ve vertikále mléka. Zpracovatelské podniky tak čelí vyšší tržní dokonalosti.*

Trhy s pšenicí, masem a mlékem se projeví jako nedokonale konkurenční trhy. Vzhledem k tomu jsou tržní síly na těchto trzích přenášeny nerovnoměrně a cenový přenos je tak asymetrický. Výsledky ekonometrické analýzy potvrzují, že na analyzovaných trzích docházelo ke změně marketingových nákladů zpracovatelů a obchodníků, stejně jako k samotné změně parametru sklonu, která značí zneužívání tržní síly.

Výzkumné otázky přispěly k naplnění dílčích cílů, potažmo hlavního cíle této práce. Trh potravinářskou pšenicí ovlivňuje zejména situace na zahraničních trzích. Asymetrický cenový přenos na zahraničních trzích způsobuje asymetrický cenový přenos na trhu domácím. Lze předpokládat, že obdobím v roce, kdy na trhu s pšenicí může dojít k výskytu strukturální změny, je červenec. V živočišné výrobě může být příčinou výskytu strukturální změny v některých případech výskyt onemocnění zvířat, avšak potvrzen byl tento předpoklad pouze u vertikály drůbežního masa, potažmo okrajově u vertikály hovězího masa. V případě, že onemocnění zvířat je významným determinantem tržního rozložení sil, pak se toto projeví na obou stupních výrobní vertikály s určitým zpožděním. Z větší části je živočišná výroba ovlivňována nabídkou a poptávkou a zejména podmínkami, ve kterých se nachází. Nejčastějším důvodem výskytu strukturální byla potvrzena změna tržních podmínek daná vstupem ČR do EU.

Zpracovatelské podniky a obchodní řetězce v některých případech svoji tržní sílu zvyšují, v ostatních je opak pravdou. Nelze jednoznačně říci, že po vypuknutí strukturální změny jsou zpracovatelské podniky či obchodní články (dle hodnocení stupně vertikály) připraveny vždy využít svého tržního postavení a zvýšit tak svoji vyjednávací sílu. V analyzovaných vztazích došlo ke ztrátě tržní pozice na prvním stupni hodnotového řetězce (ke ztrátě tržní síly průmyslových podniků) pouze u vertikály pšenice a mléka a ztráta byla velmi malá. Na druhém stupni hodnotového řetězce došlo ke ztrátě tržní síly po vypuknutí strukturální změny pouze u vertikály vepřového masa a opět tato ztráta znamenala velmi malou ztrátu. V ostatních případech strukturální změny implikovala zvýšení tržní síly, posílení tržní pozice jak zpracovatelských podniků, tak obchodních řetězců. V Příloze 23 je pro lepší orientaci uvedena tabulka výsledků provedené analýzy, která shrnuje dosažené výsledky. Graficky jsou body zlomu a výše jejich dopadů uvedeny v Příloze 24 v grafu zachycujícím veškeré nastalé strukturální změny a jejich výši podle vertikál.

Praktický přínos předkládané práce je možné zpozorovat v komplexním pohledu na řešenou problematiku, vlastní výsledky mohou přispět k uvědomění si skutečné situace na trzích a zohlednění některých determinantů změn v budoucím vývoji. Postupným řešením cílů práce se ukázaly některé nedostatky této práce spojené

zejména s volbou metody pro zjištění strukturálních změn. K vlastní analýze byly využity testy pro určení pouze jednoho okamžiku zlomu v neznámém časovém období, a to zejména díky předpokladu jediného signifikantního důvodu pro výskyt strukturálního šoku. V návaznosti na uvedené je možné doporučit pro další analýzu zemědělských vertikál využití testů pro mnohonásobné strukturální šoky, které by popsaly frekvenci strukturálních změn.

8 Použitá literatura

AGRIS (2011): *Výhledy mlékárenského sektoru podle OECD a FAO*. European Dairy Magazine, 23, pp. 20-24 [online] [citováno 10. 10. 2011] URL: <http://www.agris.cz/detail.php?iSub=518&id=173217>.

ALLEN, R. G. D. (1971): *Matematická ekonomie*. Praha: Academia, Nakladatelství Československé akademie věd, 782 s. ISBN 99-00-00258-X.

ANDREWS, D. W. K. (1993): *Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point*, *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 821-856.

ANDREWS, D. W. K., PLOBERGER, W. (1994): *Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative*, *Econometrica*, 62, pp. 1383-1414.

ARLT, J. (1997): *Politická ekonomie 45: (5)*, VŠE, Praha, 1997, s. 733-746, [online]. [citováno 10. 10. 2011] URL: http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf.

BAI, J., PERRON, P. (1998): *Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes*, *Econometrica*, 66, pp. 47-78.

BAKUCS, L. Z., FERTÖ (2007): *Spatial Integration on the Hungarian Milk Market*. In 104th (joint) EAAE – IAAE Seminar Agricultural Economics and Transition.

BAKUCS, L. Z., FERTÖ, I. (2005): *Marketing margins and price transmission on the Hungarian pork meat market*. *Agribusiness*, 21: 273–286. ISSN: 1520-6297.

BAKUCS, L. Z., FERTÖ, I. (2006): *Marketing and Pricing Dynamics in the Presence of Structural Breaks – The Hungarian Pork Meat*, 98th EAAE Seminar, Chania, Greece, p. 16.

BAKUCS, L.Z., FERTÖ, I. HOCKMANN, H., PEREKHOZHUK.O. (2009): *Market Power: Modelling issues and identification probleme. An investigation of selected Hungarian food chaos*. [online] [URL: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/57977/2/Bakucs.pdf>>]

BALDWIN, W. L., SCOTT, J. T. (1987): *Market structure and Technological Change*. Harwood Academic Publishers. ISBN 3-7186-0375-6.

BEČVÁŘOVÁ, V. (2001): *Zemědělská politika*. MZLU v Brně. p. 116. ISBN 80-7157-514-3.

BEČVÁŘOVÁ, V. (2002): *The changes of the agribusiness impact on the competitive environment of agricultural enterprises*. In *Agricultural Economics*, Vol. 48, 2002 (10). ISSN 0139-570X.

BEČVÁŘOVÁ, V. (2004): *Zemědělství v současném agrobyznysu*. In *Sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIII*. PEF ČZU, Praha. ISBN 80-213-1190-8.

BEČVÁŘOVÁ, V. (2005): *Agrobyznys mění koncepci i kriteria úspěchu zemědělských podniků*. In *Sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIV*. PEF ČZU, Praha. ISBN 80-213-1372-2.

BEČVÁŘOVÁ, V. (2008): *Issues of competitiveness of the present agriculture*. *Agricultural Economics – Czech*, 54, 9, 2008, pp. 399-405.

BOJNEC, S. (2002): *Price Transmission and Market Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets during Transition*. In *Xth EAAE Congress, Zaragos, Spain*, p. 17 [online] [URL<<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/24789/1/cp02bo16.pdf>>].

BOUŠKA, J. a kol. (2006) *Chov dojeného skotu*. Praha: Profi Press. ISBN 80-86726-16-9.

BROWN, S., MADISON, D., GOODWIN, H. L., DUSTAN CLARK, F. (2007): *The Potential effects on United States Agriculture of an Avian Influenza Outbreak*. *Journal of Agriculture and Applied Economics*, 39, 2, pp. 335-343.

BULLETIN ÚZEI č. 7/2008. (2008) *Světové trendy cen mléka a cen krmiv a pozice českých producentů mléka v evropském srovnání podle IFCN*. ÚZEI [online] [URL: <<http://www.uzei.cz/left-menu/publikacni-cinnost/bulletin-uzei/2008.html>> .

BUSANI, L., TOSON , M., COMIN, A., DALLA POZZA, M., MULATTI, P., TERREGINO, C., ORTALI, G., MARANGON, S. (2010): *Field Evidence of the Efficacy of Vaccination to Control Low Pathogenicity Avian Influenza in Meat Turkeys*. Avian Diseases, 54, pp. 253-256.

CABRAL, L., FISHMAN, A. (2006): *A Theory of Asymmetric Price Adjustment*. Working Paper.

CANER, M. C., HANSEN, B. E. (2000): *Threshold Autoregression with a Unit Root*, Econometrica, 69, pp. 1555-1596.

CAPUA, I., ALEXANDER, D. J. (2008): *Ecology, Epidemiology and Human Health Implications of Avian Influenza Viruses: Why do We Need to Share Genetic Data?* Journal compilation, Blackwell Verlag – Zoonoses Public Health, 55, pp. 2-15.

CAPUA, I., MUTINELLI, F., DALLA POZZA, M., DONATELLI, I., PUZELLI, S., CANCELLOTTI, F. M. (2002): *The 1999-2000 avian influenza (H7N1) epidemic in Italy: Veterinary and human health implications*. Acta Tropica 83, Elsevier Science B.V., pp. 7-11.

CARRARO A., STEFANI G. (2011): *Price transmission in three italian food chains. A structural break approach*. Working paper. EAAE 2011 Congress [online] [URL:<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/114317/2/Carraro_Alessandro_386.pdf>]

CARRION-I-SILVESTRE, J.L., SANSÓ, A. (2005): *Testing the Null Hypothesis of Cointegration with Structural Breaks*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 68, pp. 623-646.

CIPRA, T. (2008): *Finanční ekonometrie*. Ekopress, s.r.o. ISBN 978-80-86929-43-9.

CLARK S.J., ČECHURA L.(2011): *Consequences of BSE Disease Outbreaks in the Canadian Beef Industry*, Agris on-line Papers in Economics and Informatics, 1, pp. 13-22.

CLARK, S. J., ČECHURA, L., BERHANU, A.: (2011): *BSE disease outbreaks, structural change and market power in the Canadian beef industry*. Agris on-line Papers in Economics and Informatics. Volume III. Number 1.

COLIZZA, V., BARRAT, A., BARTHELEMY, M., VALLERON, A.-J., VESPIGNANI, A.(2007): *Modeling the Worldwide Spread of Pandemic Influenza: Baseline Case and Containment Interventions*. PLoS Medicine, 4 (1), pp. 95-109.

CRAMER, G. L., JENSEN, C. W. (1994): *Agricultural Economics and Agribusiness*. J. Wiley and Sons, Inc., New York (USA). ISBN 0-471-59552-7.

ČECHURA, L. (2006): *The Nature of Selected Price transmissions in the Agri-food Chain and their consequences, Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*. Vol. 33, Halle (Saale), IAMO, pp. 430-448.

ČECHURA, L., ŠOBROVÁ, L. (2008): *The price transmission in pork meat agri-food chain*. Agricultural economics – Czech. 54 (2), pp.77-84.

ČECHURA, L., TAUSSIGOVÁ, T (2013):. *Avian influenza and structural change in the Czech poultry industry*. In Agricultural Economics, Vol. 59, No.1 2013. p 38-47.

DICKEY D., FULLER W.(1979): *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, 74, pp. 427-431.

DJUNAIDI, H. AND DJUNAIDI, A. C. M.(2007): *The Economic Impacts of Avian Influenza on World Poultry Trade and the U. S. Poultry Industry: A Spatial Equilibrium Analysis*. Journal of Agriculture and Applied Economics, 39,2, pp. 313-323.

ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. (1987): *Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing*, Econometrica, 49, pp. 251-276.

FRANK, R. H. (1995): *Mikroekonomie a chování*. Nakladatelství Svoboda, Praha. ISBN 80-205-0438-9.

FREY G. – MANERA, M. (2005): *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*. In Social Science Research Network. FEEM Working Paper No. 100.05.

GALLOVÁ, L. *The analysis of price transmission in the chosen production chain*. Scientia Agriculturae Bohemica. Vol. 40, 2009 (4), p. 226 - 235. ISSN 1211-3174.

GARDNER B. L. (2001): *The farm-retail price spread in competitive food industry*. Working paper. American Journal of Agricultural Economics. ISSN: 1467-8276.

GAUTHIER, W. M., ZAPATA, H.O. (2006): *Testing Symmetry in Price Transmission Models*. In Southwestern Economic Review – Journal of the Southwestern Economists, on-line volumes, vol. 33, #1. [online] [URL:<<https://www.cis.wtamu.edu/home/index.php/swer/article/viewFile/72/66>>]

GAUTHIER-CLERC, M., LEBARBENCHON, C. THOMAS, F. (2007): Recent expansion of highly pathogenic avian influenza H5N1: a critical review, Ibis, 149, pp. 202-214.

GOHIN, A., GUYOMARD H. (2000) : *Measuring Market Power for Food Retail Activities: French Evidence*. Journal of Agricultural Economics, 51, 2, pp. 181-195. ISSN: 1477-9552.

GOODWIN, B. K. (2006): *Spatial and Vertical Price Transmission in Meat Markets*. In Market Integration and Vertical and Spatial Price Transmission in Agricultural Markets Workshop. [online] [URL:<http://www.uky.edu/Ag/AgEcon/pubs/workshop_spatial/goodwin.pdf>]

GOODWIN, B. K., HARPER, D. C. (2000): *Price Transmission, Threshold behaviour and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector*. In Journal of Agricultural and Applied Economics, Vol. 32, 3.

GOODWIN, B. K., HOLT, M.T. (1999): *Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U. S. Beef Sector*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, pp. 630-637. ISSN: 1467-8276.

GREENE, W. H.. (2008): *Econometric analysis*. Sixth edition, Person Prentice Hall. ISBN 978-0-13-513740-6.

GREGORY, A. W., HANSEN B.E. (1996): *Residual-Based tests for cointegration in models with regime shifts*, Journal of Econometrics, 70, pp. 99-126. ISSN: 0304-4076.

HANSEN B. E. (2000): *Sample Splitting and Threshold Estimation*. Econometrica, 68, pp. 575-603.

HANSEN B. E. (2000): *Testing for structural change in conditional models*. Journal of Econometrics, 97, pp. 93-115.

HANSEN B.E. (1992): *Tests for Parameter Instability in Regressions With I(1) Processes*. Journal of Business & Economic Statistics, 10, 3, pp. 45-59.

HANSEN B.E. (2003): *Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model*. Journal of Econometrics, 114, pp. 261-295.

HAPPE, K. (2004): *Agricultural policies and farm structures. Agent- based modeling and application to EU-policy reform*. IAMO. ISBN 3-938584-01-7.

HARPER, D. C. GOODWIN, B.K. (2000): *Price Transmission, Threshold Behavior, and Asymmetric Adjustment in the U. S. Pork Sector*. In Journal of Agricultural and Applied Economics, 32, 3. ISSN: 1074-0708

HLAVÁČEK, M. a kol. (2012): *Strategie pro růst – České zemědělství a potravinářství v rámci společné zemědělské politiky EU po roce 2013*. Ministerstvo zemědělství Praha. p. 80. [online] [URL:<<http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/koncepce-a-strategie/strategie-pro-rust.html>> pozn. dokument v připomínkovém řízení nevládních organizací.

HOCKMANN, H., VÖNEKI, É. (2007): *Assessing Market Functioning: The Case of the Hungarian Milk Chain*. In 104th (joint) EAAE – IAAE Seminar Agricultural Economics and Transition. [online] [URL:< <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/7805/1/sp07ho03.pdf>>]

HOLBERT, D. (1982): *A Bayesian Analysis of a Switching Linear Model*. Journal of Econometrics, 19, pp. 77-87.

HUŠEK, R. (1999): *Ekonometrická analýza*. Ekopress, s.r.o. ISBN 80-86119-19-X.

CHEN, J., CHEN, S. C.-Y., STERN, P., SCOTT, B. B., LOIS, C. (2008): *Genetic Strategy to Prevent Influenza Virus Infections in Animals*. Infectious Diseases Society of America, pp. 25-28.

CHOW, G.C. (1960): *Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*. Econometrica, 28, pp. 591-605.

JEHLE, G. A., RENY, P. J. (2001): *Advanced Microeconomic Theory*, Addison-Wesley. Boston. 549 s. ISBN 978-0-321-07916-9

JOHANSEN, S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2–3, pp. 231–254.

JOHANSEN, S. (1991): *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. Econometrica, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.

JUMAH A. (2000): *The Long Run, Market Power and Retail Pricing*, Economics Series No. 78. Vienna: Institute for Advanced Studies, p. 25.

JUREČKA, V. a kol. (2010): *Mikroekonomie*. Grada Publishing. Praha, p. 360. ISBN 978-80-247-3259-6.

KAABIA, M. B., GIL, J. M. (2005): *Asymmetric Price Transmission in the Spain Lamb Sector*. Working Paper. XI. Congress of the EAAE. [Online] [URL:<<http://erae.oxfordjournals.org/content/34/1/53.short>>].

KEJRIWAL, M., PERRON, P. (2008): *Testing for Multiple Structural Changes in Cointegrated Regression Models*, Purdue University Economics, Working Paper Number 1216.

KOČENDA, E., ČERNÝ, A. (2007): *Elements of Time Series Econometrics: An applied Approach*. Karolinum Press. Praha ISBN 978-80-246-1370-3.

KVASNIČKOVÁ, A. a kol. (1999): *Dějiny ekonomického myšlení*. Nakladatelství Rego, Praha. ISBN 80-901872-2-6.

KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P.C.B., SCHMIDT P., AND SHIN Y.(1992): *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*. Journal of Econometrics. 54, pp. 159–178.

LECHANOVÁ, I. (2006): *The transmission process of supply and demand shocks in Czech meat commodity*. Agricultural Economic, 52, pp. 427-435. ISSN 0139-570X

LECHANOVÁ, I., NOVÁK, P. (2006): *Analýza vlivu tržní struktury v komoditní vertikále mléka v podmínkách ČR*. International Scientific Days 2006. Nitra.

LLOYD, T. et al. (2004): *Price Transmission in Imperfectly Competitive Vertical Markets*. In Discussion Papers in Economics No. 04/09, University of Nottingham. ISSN 1360-2438.

LLOYD, T. MCCORISTON, MORGAN, W., WELDEGEBRIEL, H.T. (2009): *Buyer Market Power in UK Food Retailing*. In Journal of Agricultural and Food Industrial Organisation 7(1), article 5. ISSN: 1542-0485.

LUOMA, LUOTO, TAIPALE. (2004): *Threshold co-integration and Asymmetric price transmission in finnish beef and pork market*. Working paper. Pellervo Economic Research Institute. 70. ISSN 1455-4623 .

MADDALA, G. S., KIM, I. M. (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press

MARSHALL, A. (1920): *Principles of Economics*. London. Macmillan and Co., Ltd. Library of Economics and Liberty, [online] [URL:<<http://www.econlib.org/library/Marshall/marP.html>>]

MAS-COLELL, A., WHINSTON, M. D., GREEN, J. R. (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press. ISBN 0-19-507340-1.

MATULOVÁ, K. – BUBÁKOVÁ, P. – ŠKUBNA, O. – TAUSSIGOVÁ, T. *Econometric Analysis of Milk Value Chain*. AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics, 2010, roč. II, č. 4-Special, s. 51 - 61. ISSN: 1804-1930.

McCORRISON, S., MORGAN, C. W., RAYNER, A. J. (2001): *Price transmission: the interaction between market power and returns to scale*. European Review of Agricultural Economics, Vol. 28, No. 2, pp. 143-159.

McCORRISTON et al. (2001): *Price Transmission: the Interaction between Market Power and Returnsto Scale*. In European Review of Agricultural Economics, Vol. 28, No. 2. pp. 143-159, ISSN 0165-1587.

MEYER, J. (2004): *Measuring Market Integration in the Presence of Transaction Costs – a Threshold Vector Error Correction Approach*. In Agricultural Economics, Vol. 31, Issues 2-3. ISSN: 0169-5150.

MEYER, J., von CRAMON-TAUBADEL, S. (2004): *Asymmetric Price Transmission: A Survey*. In Journal of Agricultural Economics, 55 (3). ISSN 1477-9552.

MILLER, D. J., HAYENGA M.L. (1998). *Spectral analysis of Asymmetric Price transmission in the U. S. Pork Market*. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago [online] [URL:<<http://ajae.oxfordjournals.org/content/83/3/551.short>>]

MULDER, R. W. A. W.(2004): *Managing the safety and quality of poultry meat*. Woodhead Publishing in Food Science and Technology, pp. 332-344, ISBN 1-85573-727-2.

NĚMEC, M. (2008): *Zásadní obrat na trhu s mlékem*. Českomoravský svaz mlékárenský. [online] [URL: <http://www.agroweb.cz/Zasadni-obrat-na-trhu-s-mlekem__s182x30427.html>].

- NICITA, A. (2008): *Avian Influenza and the Poultry Trade*. Policy Research Working Paper 4551, The World Bank, Development Research Group, 2008
- PEKOVÁ, J. (2005): *Veřejné finance – úvod do problematiky*. ASPI, Praha. ISBN 80-7357-049-1.
- PELTZMAN, S. (2000): *Prices Rise Faster Than They Fall*. In *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 3. pp. 466-502. ISSN: 0022-3808. DOI: 10.1086/262126.
- PEREZHOBUK O., MATYUKHA A., GLAUBEN T. (2011): *Estimating the degree of Buyer's Market Power. Evidence from the Ukrainian Meat processing industry*. Working paper, EAAE 2011 Congress.
- PERRON P.(1989): *The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*. *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- PETEROVÁ, J. (2010): *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. PEF ČZU, ISBN 978-80-213-2053-6.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. (1988): *Testing for a unit root in time series regression*. *Biometrika* 75. pp. 335-346.
- PITTMAN, M. AND LADDOMADA, A.(2008): *Legislation for the Control of Avian Influenza in the European Union*. Journal compilation, Blackwell Verlag – *Zoonoses Public Health*, 55, pp. 29-36.
- QU Z. (2007): *Searching for Cointegration in a Dynamic System*, *Econometric Journal*, 10, pp. 580-604.
- QUANDT, R. (1960): *Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes*. *Journal of the American Statistical Association*, 55, pp. 324-30.
- REVOREDO, C. L., NADOLNYAK D., A., FLETCHER S., A. (2004): *Explaining Price Transmission Asymmetry in the US Peanut Marketing Chain*. *Selected Papers*

prepared at the Annual Meetings of the American Agricultural Economics Association, Colorado. Denver. 17 p.

REZITI, I., PANAGOPOULOS, Z. (2006): *The price transmission Mechanism in the Greek agri-food sector: An empirical approach*. Working paper. Center of Planning and Economic Research.

RUMÁNKOVÁ, L. (2012): *Time Series Properties and Their Influence on the Results of Price Transmission – Case Study of the Czech Pork Market*. *Agris-Online Papers in Economics and Informatics* Vol. IV, No. 4-Special, pp. 81-93. ISSN: 1804-1930.

SAMUELSON, P. A. - NORDHAUS, W. D. (1991): *Ekonomie*. 1011 s. Nakladatelství Svoboda, Praha. ISBN 80-205-0192-4.

SARIKAYA, O. AND ERBAYDAR, T. (2007): Avian Influenza outbreak in Turkey through health personnel's views: a qualitative study, *BMC Public Health*, 7:330

SERRA, T. - GOODWIN, B.K. (2003): *Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the Spanish Dairy Sector*. In *Applied Economics*, Vol. 35. ISSN 0003-6846.

SCHILLER, B. R. (2004): *Mikroekonomie*. Computer Press, Brno. ISBN 80-251-0109-6.

SOJKA, M. a kol. (2000): *Dějiny ekonomických teorií*. Nakladatelství Karolinum, Praha. ISBN 80-7184-991-X.

SOJKA, M., KONEČNÝ, B. (2006): *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Nakladatelství Libri, Praha. ISBN 978-80-7277-328-2.

SOUKUP, J. (2003): *Mikroekonomická analýza*. Melandrium, Slaný. ISBN 80-86175-30-8.

SOUKUPOVÁ, J. a kol. (2003): *Mikroekonomie*. Management Press, Praha. ISBN 80-7261-061-9.

STIGLITZ, J.E. (1997): *Ekonomie veřejného sektoru*. Grada Publishing, Praha. ISBN 80-7169-454-1.

STOCK, J. H. , WATSON M. W. (1988): *A Probability Model of The Coincident Economic Indicators*. NBER Working Papers 2772, National Bureau of Economic Research, Inc.

SUTTON, J. (2006): *Market Structure: Theory and Evidence*. [online] [URL: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1573448X06030354>>]

SVATOŠ, M. (2004) *Globální souvislosti udržitelného rozvoje zemědělství*. In Sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIII. PEF ČZU, Praha. ISBN 80-213-1190-8.

SWAYNE, D. E. AND KAPCZYNSKI, D.(2008): *Strategies and challenges for eliciting immunity against avian influenza virus in birds*. Immunological Reviews vol. 225, pp. 314-331.

SYNEK, M. a kol. *Manažerská ekonomika*. Grada. ISBN 80-247-0515-X.

SYROVÁTKA, LECHANOVÁ (2005): *Price transmission and estimation of Price Elasticity of secondary demand function: application on commodity market for food grains*.

SYROVÁTKA, P. (2006): *Modelování spotřebitelské poptávky po potravinách: teoreticko-metodologická východiska*. In Sborník prací z mezinárodní vědecké konference MVD 2006. SPU, Nitra. ISBN 80-8069-704-3.

TAUSSIGOVÁ, T., JANECKÁ, M.: *Porovnání nákladů výroby mléka v konvenčním a ekologickém zemědělství*. Příspěvek ve sborníku konference Agrární perspektivy XVIII., ČZU v Praze. 2009. ISBN: 978-80-213-1965-3

TAUSSIGOVÁ, T., KADERÁBEK, M.: *Analýza nákladů chovu dojníc a výroby mléka v ČR*. Příspěvek ve sborníku Konference MEKON 2010. ISBN: 978-80-248-2165-8.

TAUSSIGOVÁ, T.: *Pozice českého mlékárenství v rámci EU*. Příspěvek ve sborníku Think Together 2009. ČZU. Praha. 2009. ISBN: 978-80-213-1906-6.

TAUSSIGOVÁ, T.: *Teoretická východiska pro odvození modelu trhu s mlékem pomocí teorie her*. Příspěvek ve sborníku konference Think together. ČZU v Praze, 2010, ISBN: 978-80-213-2052-9.

THE ROYAL SWEDISH ACADEMY OF SCIENCES [online]. London. Nobel laureates. Posl. úpravy 21. 11. 2003 [cit. 2012-22-06]. URL:<http://nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/2003/index.html>.

TVRDOŇ, J. (1992): *Některé souvislosti teorie a praxe utváření tržní rovnováhy zemědělských a potravinářských výrobků*. In Sborník prací 35/92. Praha: Vysoká škola zemědělská, PEF, s. 181 – 191. ISBN 80-213-0000-0.

TVRDOŇ, J. (2006): *Ekonometrie*. Česká zemědělská univerzita v Praze. Provozně ekonomická fakulta. 228 s. ISBN 80-213-0819-2..

VANĚČEK, D., TOUŠEK, R., PÍCHA, K. (2007): *Marketing a logistika v potravinářském průmyslu a zemědělství*. Jihočeská Univerzita v Českých Budějovicích. ISBN 978-80-7040-933-6.

VAVRA, P. – GOODWIN, B. K. (2005): *Analysis of Price Transmission along the Food Chain*. OECD France, Agriculture and Fisheries Working Papers, No. 3, OECD Publishing; doi:10.1787/752335872456.

VLČEK, J. (2009): *Ekonomie a ekonomika*. Wolters Kluwer ČR, a.s. Praha. 516 s. ISBN 978-80-7357-478-9.

von CRAMON-TAUBADEL, S. – MEYER, J. (2000): *Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?* Working paper, Institut for Agricultural Economy, University Göttingen.

von CRAMON-TAUBADEL, S. (1998): *Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork*

Market. In *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25, Issue 1. ISSN: 1464-3618.

WELDEGEBRIEL, H.T. (2004): *Imperfect Price Transmission: Is Market Power Really to Blame?* In *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, Issue 1. ISSN 1477-9552

YALCIN, C., SIPAHI, C., ARAL, Y., CEVGER, Y.(2010): *Economic Effect of the Highly Pathogenic Avian Influenza H5N1 Outbreaks among Turkey Producers*. *Avian Diseases*, 54 (1), pp. 390-393.

Zpráva Evropské komise o perspektivách trhu hlavních zemědělských komodit a zemědělských důchodů do roku 2013. (2006) [online] [citováno 14. 10. 2011] URL: <<http://ec.europa.eu/agriculture/publi/caprep/prospects2006/fullrep.pdf>>

Internetové a ostatní zdroje:

Agrární www portál Agris – <http://www.agris.cz/>

Agrofert, a.s.: <http://www.agrofert.cz/>

Bulletiny VÚZE a ÚZEI, ÚZEI

Česká národní banka, Výroční zprávy - <http://www.cnb.cz/>

Český statistický úřad – <http://www.czso.cz/>, <http://vdb.czso.cz/>

Český svaz zpracovatelů masa - <http://www.cszm.cz>

Informační centrum bezpečnosti potravin - <http://www.bezpecnostpotravin.cz>

Národní odbytové družstvo CENTROODBYT – <http://www.centroodbyt.com/>

Odborný časopis pro obor zpracování masa - <http://www.maso.cz/>

Plodinová burza Brno - <http://www.pbb.cz/>

Portál Ministerstva zemědělství – <http://www.eagri.cz/>

Situační a výhledová zpráva Drůbež a vejce, Mléko, Skot – hovězí maso, Vepřové maso, dle jednotlivých let – <http://www.mze.cz/>

Státní veterinární správa ČR – <http://www.svscr.cz/>

Státní zemědělská a potravinářská inspekce - <http://www.szpi.gov.cz/>

Státní zemědělský a intervenční fond (Tržní informační systém) – <http://www.szif.cz/>

Svaz chovatelů prasat v Čechách a na Moravě - [http:// www.schpcm.cz](http://www.schpcm.cz)

Ústav zemědělské ekonomiky a informací – <http://www.uzei.cz>

Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský – <http://www.ukzuz.cz/>

World organization for Animal Health - [http:// www.oie.int/](http://www.oie.int/)

Zpráva o stavu zemědělství 1997 – 2010, Mze

Přílohy

PŘÍLOHA 1: TABULKA KRITICKÝCH HODNOT HANSEN (1992) TESTŮ	207
PŘÍLOHA 2: TABULKA KRITICKÝCH HODNOT GREGORY A HANSEN TESTU (1996)	208
PŘÍLOHA 3: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. PŠENICE – BEZ DUMMY	209
PŘÍLOHA 4: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. PŠENICE – ČERVENEC 2007.....	209
PŘÍLOHA 5: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. PŠENICE – BEZ DUMMY	210
PŘÍLOHA 6: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. PŠENICE – ČERVENEC 1996.....	210
PŘÍLOHA 7: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. HOVĚZÍ MASO – BEZ DUMMY	211
PŘÍLOHA 8: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. HOVĚZÍ MASO – LEDEN 2001	211
PŘÍLOHA 9: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. HOVĚZÍ MASO – BEZ DUMMY	212
PŘÍLOHA 10: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. HOVĚZÍ MASO – DUBEN 2003	212
PŘÍLOHA 11: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. VEPŘOVÉ MASO – BEZ DUMMY	213
PŘÍLOHA 12: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. VEPŘOVÉ MASO – ČERVENEC 2004	213
PŘÍLOHA 13: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. VEPŘOVÉ MASO – BEZ DUMMY	214
PŘÍLOHA 14: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. VEPŘOVÉ MASO – ÚNOR 2005	214
PŘÍLOHA 15: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. KUŘECÍ MASO – BEZ DUMMY.....	215
PŘÍLOHA 16: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. KUŘECÍ MASO – DUBEN 2007.....	215
PŘÍLOHA 17: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. KUŘECÍ MASO – BEZ DUMMY.....	216
PŘÍLOHA 18: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. KUŘECÍ MASO – SRPEN 2004.....	216
PŘÍLOHA 19: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 1. ST. MLÉKO – BEZ DUMMY	217
PŘÍLOHA 20: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY - 1. ST. MLÉKO – ČERVENEC 2004	217
PŘÍLOHA 21: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. MLÉKO – BEZ DUMMY	218
PŘÍLOHA 22: KOMPLETNÍ VÝSLEDKY – 2. ST. MLÉKO – ŘÍJEN 2004.....	218
PŘÍLOHA 23: TABULKA VÝSLEDKŮ PROVEDENÉ ANALÝZY	219
PŘÍLOHA 24: GRAF BODŮ ZLOMU V RÁMCI JEDNOTLIVÝCH VERTIKÁL A VELIKOST JEDNOTLIVÝCH ZMĚN	220

Příloha 1: Tabulka kritických hodnot Hansen (1992) testů

Table 1. Asymptotic Critical Values for SupF

m_2	p	Significance level			p-value coefficients			
		1%	5%	10%	a_0	a_1	a_2	a_3
0	1	16.4	12.9	11.2	1.954	-.373	.0245	-.00055
0	2	20.0	15.8	14.1	2.487	-.400	.0219	-.00041
1	0	16.2	12.4	10.6	1.960	-.350	.0213	-.00044
1	1	19.0	15.2	13.4	2.666	-.424	.0230	-.00043
1	2	22.0	17.8	15.9	3.480	-.505	.0250	-.00042
2	0	18.6	14.8	13.0	3.182	-.491	.0258	-.00046
2	1	21.4	17.3	15.3	3.652	-.511	.0243	-.00039
2	2	23.9	19.7	17.7	4.003	-.508	.0219	-.00032
3	0	21.0	17.2	15.3	2.882	-.403	.0193	-.00031
3	1	23.9	19.3	17.3	3.248	-.397	.0163	-.00023
3	2	26.0	21.4	19.4	4.488	-.523	.0206	-.00027
4	0	23.6	19.0	17.1	3.522	-.449	.0194	-.00028
4	1	25.2	21.2	19.1	4.030	-.472	.0187	-.00025
4	2	28.0	23.2	21.0	5.341	-.594	.0224	-.00029

NOTE: These tables are for the single equation model ($m_1 = 1$). Critical values are calculated by Monte Carlo simulation using samples of size 1,000. 25,000 replications were made for $m_2 = 0, 1, 2$. 10,000 replications were made for $m_2 = 3, 4$.

Table 2. Asymptotic Critical Values for MeanF

m_2	p	Significance level			p-value coefficients			
		1%	5%	10%	a_0	a_1	a_2	a_3
0	1	6.83	4.48	3.73	1.080	-.511	.0843	-.00478
0	2	8.85	6.22	5.11	1.595	-.613	.0818	-.00374
1	0	6.78	4.57	3.73	1.008	-.470	.0773	-.00438
1	1	8.61	6.22	5.20	1.386	-.501	.0629	-.00271
1	2	10.4	7.76	6.50	1.641	-.479	.0479	-.00163
2	0	8.50	6.17	5.18	1.477	-.557	.0729	-.00326
2	1	10.3	7.69	6.58	1.818	-.556	.0607	-.00223
2	2	11.9	9.12	7.88	2.121	-.550	.0489	-.00148
3	0	10.1	7.68	6.66	1.448	-.397	.0370	-.00117
3	1	12.0	9.21	7.89	2.22	-.580	.0520	-.00159
3	2	13.4	10.4	9.15	2.640	-.609	.0480	-.00128
4	0	11.7	9.08	7.87	2.162	-.563	.0505	-.00154
4	1	13.3	10.6	9.28	2.440	-.551	.0426	-.00113
4	2	15.0	11.9	10.4	3.287	-.702	.0512	-.00127

NOTE: See Note to Table 1.

Table 3. Asymptotic Critical Values for L_c

m_2	p	Significance level			p-value coefficients			
		1%	5%	10%	a_0	a_1	a_2	a_3
0	1	.723	.468	.361	.927	-3.536	4.771	-2.225
0	2	.758	.480	.382	1.120	-3.644	4.155	-1.628
1	0	.898	.575	.450	.769	-3.432	5.471	-3.041
1	1	.959	.623	.497	.996	-3.493	4.311	-1.834
1	2	.999	.654	.520	1.171	-3.421	3.507	-1.240
2	0	1.03	.690	.556	.855	-3.829	6.085	-3.342
2	1	1.13	.778	.625	1.074	-3.658	4.358	-1.778
2	2	1.19	.814	.666	1.263	-3.511	3.404	-1.133
3	0	1.18	.834	.680	1.247	-3.393	3.235	-1.066
3	1	1.29	.901	.752	1.430	-3.623	3.185	-.959
3	2	1.33	.954	.793	1.496	-3.636	3.075	-.894
4	0	1.31	.934	.780	1.451	-3.515	2.942	-.841
4	1	1.45	1.03	.866	1.694	-3.835	2.992	-.795
4	2	1.51	1.10	.922	1.726	-3.729	2.792	-.716

NOTE: See Note to Table 1.

Příloha 2: Tabulka kritických hodnot Gregory a Hansen testu (1996)

A.W. Gregory, B.E. Hansen / *Journal of Econometrics* 70 (1996) 99–126

109

Table 1
Approximate asymptotic critical values

	Level	0.01	0.025	0.05	0.10	0.975
$m = 1$	ADF^*, Z_1^*					
	C	-5.13	-4.83	-4.61	-4.34	-2.25
	C/T	-5.45	-5.21	-4.99	-4.72	-2.72
	C/S	-5.47	-5.19	-4.95	-4.68	-2.55
	Z_2^*					
	C	-50.07	-45.01	-40.48	-36.19	-10.63
	C/T	-57.28	-52.09	-47.96	-43.22	-15.90
	C/S	-57.17	-51.32	-47.04	-41.85	-13.15
$m = 2$	ADF^*, Z_1^*					
	C	-5.44	-5.16	-4.92	-4.69	-2.61
	C/T	-5.80	-5.51	-5.29	-5.05	-3.01
	C/S	-5.97	-5.73	-5.50	-5.23	-3.12
	Z_2^*					
	C	-57.01	-51.41	-46.98	-42.49	-14.27
	C/T	-64.77	-58.57	-53.92	-48.94	-19.19
	C/S	-68.21	-63.28	-58.33	-52.85	-19.72
$m = 3$	ADF^*, Z_1^*					
	C	-5.77	-5.50	-5.28	-5.02	-2.96
	C/T	-6.05	-5.79	-5.57	-5.33	-3.33
	C/S	-6.51	-6.23	-6.00	-5.75	-3.65
	Z_2^*					
	C	-63.64	-57.96	-53.58	-48.65	-18.20
	C/T	-70.27	-64.26	-59.76	-54.94	-22.72
	C/S	-80.15	-73.91	-68.94	-63.42	-26.64
$m = 4$	ADF^*, Z_1^*					
	C	-6.05	-5.80	-5.56	-5.31	-3.26
	C/T	-6.36	-6.07	-5.83	-5.59	-3.59
	C/S	-6.92	-6.64	-6.41	-6.17	-4.12
	Z_2^*					
	C	-70.18	-64.41	-59.40	-54.38	-22.04
	C/T	-76.95	-70.56	-65.44	-60.12	-26.46
	C/S	-90.35	-84.00	-78.52	-72.56	-33.69

These critical values are based on the response surface

Příloha 3: Kompletní výsledky – 1. st. pšenice – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1995:01 To 2010:12

Usable Observations 192 Degrees of Freedom 187

Centered R**2 0.945185 R Bar **2 0.944012

Uncentered R**2 0.997512 T x R**2 191.522

Mean of Dependent Variable 3669.1822917

Std Error of Dependent Variable 802.2308641

Standard Error of Estimate 189.8218070

Sum of Squared Residuals 6738043.5406

Log Likelihood -1278.16392

Durbin-Watson Statistic 1.267529

Q(36-1) 71.717810

Significance Level of Q 0.00024918

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	318.58399658	553.88826058	0.57518	0.56586275
3. WP1	0.50680412	0.07847134	6.45846	0.00000000
5. RHO	0.93165162	0.03983150	23.38982	0.00000000

Test of unite slope WP1

T (187)= -6.285045 or F(1,187)= 39.501787 with Significance Level 0.00000000

Příloha 4: Kompletní výsledky – 1. st. pšenice – červenec 2007

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1995:01 To 2010:12

Usable Observations 192 Degrees of Freedom 187

Centered R**2 0.945222 R Bar **2 0.944050

Uncentered R**2 0.997513 T x R**2 191.523

Mean of Dependent Variable 3669.1822917

Std Error of Dependent Variable 802.2308641

Standard Error of Estimate 189.7573998

Sum of Squared Residuals 6733471.8351

Log Likelihood -1278.10427

Durbin-Watson Statistic 1.264476

Q(36-1) 72.665677

Significance Level of Q 0.00019083

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	533.11501037	844.13185346	0.63155	0.52844949
2. D2	158.91711680	734.56808210	0.21634	0.82895785
3. WP1	0.47381923	0.12720623	3.72481	0.00025868
4. WP2	0.52748088	0.10093877	5.22575	0.00000046
5. RHO	0.93242720	0.04091978	22.78671	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(187)= 3.724812 or F(1,187)= 13.874221 with Significance Level 0.00025868

Test of unite slope WP2

t(187)= 5.225751 or F(1,187)= 27.308476 with Significance Level 0.00000046

Příloha 5: Kompletní výsledky – 2. st. pšenice – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1995:01 To 2010:12

Usable Observations 192 Degrees of Freedom 187

Centered R**2 0.975995 R Bar **2 0.975481

Uncentered R**2 0.999544 T x R**2 191.912

Mean of Dependent Variable 6657.5875000

Std Error of Dependent Variable 928.8456914

Standard Error of Estimate 145.4434514

Sum of Squared Residuals 3955760.1448

Log Likelihood -1227.49998

Durbin-Watson Statistic 1.427661

Q(36-1) 126.815091

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	4327.3742732	439.0694316	9.85579	0.00000000
3. SC1	0.2504099	0.0305585	8.19445	0.00000000
5. RHO	0.9736254	0.0157195	61.93756	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(187)=-24.529693 or F(1,187)=601.705845 with Significance Level 0.00000000

Příloha 6: Kompletní výsledky – 2. st. pšenice – červenec 1996

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1995:01 To 2010:12

Usable Observations 192 Degrees of Freedom 187

Centered R**2 0.976733 R Bar **2 0.976235

Uncentered R**2 0.999558 T x R**2 191.915

Mean of Dependent Variable 6657.5875000

Std Error of Dependent Variable 928.8456914

Standard Error of Estimate 143.1898956

Sum of Squared Residuals 3834125.7413

Log Likelihood -1224.40670

Durbin-Watson Statistic 1.419812

Q(36-1) 124.039891

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	1135.9885580	1435.6708473	0.79126	0.42979488
2. D2	4548.3496326	404.2233555	11.25207	0.00000000
3. SC1	0.5682217	0.1456142	3.90224	0.00013289
4. SC2	0.2378441	0.0307187	7.74264	0.00000000
5. RHO	0.9680110	0.0175407	55.18654	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(187)=3.902242 or F(1,187)=15.227493 with Significance Level 0.00013289

Test of unite slope SC2

t(187)=7.742644 or F(1,187)=59.948530 with Significance Level 0.00000000

Příloha 7: Kompletní výsledky – 1. st. hovězí maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.939955 R Bar **2 0.938748

Uncentered R**2 0.999534 T x R**2 203.905

Mean of Dependent Variable 63.026852941

Std Error of Dependent Variable 5.587388179

Standard Error of Estimate 1.382826843

Sum of Squared Residuals 380.52980551

Log Likelihood -353.85984

Durbin-Watson Statistic 1.976962

Q(36-1) 41.458225

Significance Level of Q 0.20966100

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	19.250221590	4.774987652	4.03147	0.00007891
3. WP1	0.399044699	0.043248468	9.22679	0.00000000
5. RHO	0.894498773	0.031767914	28.15730	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -13.895412 or F(1,199)= 193.082484 with Significance Level 0.00000000

Příloha 8: Kompletní výsledky – 1. st. hovězí maso – leden 2001

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.944035 R Bar **2 0.942911

Uncentered R**2 0.999566 T x R**2 203.911

Mean of Dependent Variable 63.026852941

Std Error of Dependent Variable 5.587388179

Standard Error of Estimate 1.335016925

Sum of Squared Residuals 354.67176793

Log Likelihood -346.43954

Durbin-Watson Statistic 1.990056

Q(36-1) 41.057483

Significance Level of Q 0.22222189

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	16.459328276	4.930031625	3.33858	0.00100513
2. D2	13.079658788	6.841393188	1.91184	0.05733306
3. WP1	0.449505266	0.049825478	9.02159	0.00000000
4. WP2	0.440105626	0.057973915	7.59144	0.00000000
5. RHO	0.821856330	0.041735877	19.69184	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -11.048459 or F(1,199)= 122.068439 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope WP2

t(199)= -9.657695 or F(1,199)= 93.271069 with Significance Level 0.00000000

Příloha 9: Kompletní výsledky – 2. st. hovězí maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.995179 R Bar **2 0.995082

Uncentered R**2 0.999916 T x R**2 203.983

Mean of Dependent Variable 109.27512255

Std Error of Dependent Variable 14.58318354

Standard Error of Estimate 1.02265969

Sum of Squared Residuals 208.12073361

Log Likelihood -293.41190

Durbin-Watson Statistic 2.192518

Q(36-1) 27.242744

Significance Level of Q 0.82246662

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	30.886070897	7.135815697	4.32832	0.00002378
3. SC1	0.581446758	0.042156247	13.79266	0.00000000
5. RHO	0.988944467	0.011586122	85.35595	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -9.928617 or F(1,199)= 98.577443 with Significance Level 0.00000000

Příloha 10: Kompletní výsledky – 2. st. hovězí maso – duben 2003

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.995422 R Bar **2 0.995330

Uncentered R**2 0.999920 T x R**2 203.984

Mean of Dependent Variable 109.27512255

Std Error of Dependent Variable 14.58318354

Standard Error of Estimate 0.99659313

Sum of Squared Residuals 197.64637355

Log Likelihood -288.35720

Durbin-Watson Statistic 2.240621

Q(36-1) 32.170721

Significance Level of Q 0.60541758

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	25.655040036	8.391459519	3.05728	0.00254041
2. D2	66.950729857	14.262460204	4.69419	0.00000498
3. SC1	0.641989426	0.047337580	13.56194	0.00000000
4. SC2	0.338120306	0.089853626	3.76301	0.00022083
5. RHO	0.992785603	0.010202170	97.31122	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -7.562925 or F(1,199)= 57.197837 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope SC2

t(199)= -7.366199 or F(1,199)= 54.260889 with Significance Level 0.00000000

Příloha 11: Kompletní výsledky – 1. st. vepřové maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.885284 R Bar **2 0.882978

Uncentered R**2 0.997780 T x R**2 203.547

Mean of Dependent Variable 40.881553922

Std Error of Dependent Variable 5.757650724

Standard Error of Estimate 1.969603576

Sum of Squared Residuals 771.98831146

Log Likelihood -426.03402

Durbin-Watson Statistic 1.442089

Q(36-1) 160.629966

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	-5.650470824	4.336287859	-1.30307	0.19405784
3. WP1	0.507647875	0.045550478	11.14473	0.00000000
5. RHO	0.898628882	0.030735323	29.23766	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -10.808934 or F(1,199)= 116.833060 with Significance Level 0.00000000

Příloha 12: Kompletní výsledky – 1. st. vepřové maso – červenec 2004

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.890657 R Bar **2 0.888459

Uncentered R**2 0.997884 T x R**2 203.568

Mean of Dependent Variable 40.881553922

Std Error of Dependent Variable 5.757650724

Standard Error of Estimate 1.922927857

Sum of Squared Residuals 735.83265704

Log Likelihood -420.85808

Durbin-Watson Statistic 1.430284

Q(36-1) 143.336618

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	-8.005810164	4.672888483	-1.71325	0.08822454
2. D2	-1.177543479	7.664768164	-0.15363	0.87805663
3. WP1	0.509061623	0.047182715	10.78915	0.00000000
4. WP2	0.489245279	0.090440165	5.40960	0.00000018
5. RHO	0.812893905	0.043122789	18.85068	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -10.405047 or F(1,199)= 108.265006 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope WP2

t(199)= -5.647432 or F(1,199)= 31.893493 with Significance Level 0.00000006

Příloha 13: Kompletní výsledky – 2. st. vepřové maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.974710 R Bar **2 0.974202

Uncentered R**2 0.999586 T x R**2 203.916

Mean of Dependent Variable 92.491568627

Std Error of Dependent Variable 11.956839778

Standard Error of Estimate 1.920481852

Sum of Squared Residuals 733.96185787

Log Likelihood -421.28523

Durbin-Watson Statistic 2.137936

Q(36-1) 41.086233

Significance Level of Q 0.22130398

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	7.2786826258	5.8008470022	1.25476	0.21103680
3. SC1	0.7353809438	0.0459619886	15.99976	0.00000000
5. RHO	0.9560953226	0.0210909560	45.33200	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -5.757346 or F(1,199)= 33.147029 with Significance Level 0.00000003

Příloha 14: Kompletní výsledky – 2. st. vepřové maso – únor 2005

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.975550 R Bar **2 0.975059

Uncentered R**2 0.999600 T x R**2 203.918

Mean of Dependent Variable 92.491568627

Std Error of Dependent Variable 11.956839778

Standard Error of Estimate 1.888322036

Sum of Squared Residuals 709.58626210

Log Likelihood -417.20913

Durbin-Watson Statistic 2.257707

Q(36-1) 43.277141

Significance Level of Q 0.15891944

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	8.91326772	5.15706339	1.72836	0.08547463
2. D2	-7.41338200	15.81256965	-0.46883	0.63970547
3. SC1	0.75758654	0.04363237	17.36295	0.00000000
4. SC2	0.83672889	0.14643422	5.71403	0.00000004
5. RHO	0.83462147	0.04244777	19.66231	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -5.555816 or F(1,199)= 30.867095 with Significance Level 0.00000009

Test of unite slope SC2

t(199)= -1.114979 or F(1,199)= 1.243179 with Significance Level 0.26620405

Příloha 15: Kompletní výsledky – 1. st. kuřecí maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search
 Dependent Variable FP
 Monthly Data From 1994:01 To 2010:12
 Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199
 Centered R**2 0.976732 R Bar **2 0.976264
 Uncentered R**2 0.999728 T x R**2 203.945
 Mean of Dependent Variable 22.672598039
 Std Error of Dependent Variable 2.470178794
 Standard Error of Estimate 0.380568267
 Sum of Squared Residuals 28.821608962
 Log Likelihood -91.47229
 Durbin-Watson Statistic 1.391689
 Q(36-1) 239.643797
 Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	19.050982125	1.255436882	15.17478	0.00000000
3. WP1	0.080942905	0.013897444	5.82430	0.00000002
5. RHO	0.980313368	0.013078524	74.95596	0.00000000

Test of unite slope WP1
 t(199)= -66.131378 or F(1,199)=4373.359176 with Significance Level 0.00000000

Příloha 16: Kompletní výsledky – 1. st. kuřecí maso – duben 2007

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search
 Dependent Variable FP
 Monthly Data From 1994:01 To 2010:12
 Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199
 Centered R**2 0.977092 R Bar **2 0.976631
 Uncentered R**2 0.999733 T x R**2 203.945
 Mean of Dependent Variable 22.672598039
 Std Error of Dependent Variable 2.470178794
 Standard Error of Estimate 0.377611104
 Sum of Squared Residuals 28.375439097
 Log Likelihood -89.83673
 Durbin-Watson Statistic 1.349738
 Q(36-1) 253.952139
 Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	18.901080193	1.187294464	15.91945	0.00000000
2. D2	21.570023678	2.038726334	10.58015	0.00000000
3. WP1	0.088620322	0.014452253	6.13194	0.00000000
4. WP2	0.008491588	0.046186602	0.18385	0.85431526
5. RHO	0.978473172	0.013656495	71.64892	0.00000000

Test of unite slope WP1
 t(199)= -63.061427 or F(1,199)=3976.743512 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope WP2
 t(199)= -21.467446 or F(1,199)= 460.851257 with Significance Level 0.00000000

Příloha 17: Kompletní výsledky – 2. st. kuřecí maso – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.966981 R Bar **2 0.966317

Uncentered R**2 0.999349 T x R**2 203.867

Mean of Dependent Variable 43.014142157

Std Error of Dependent Variable 6.113499662

Standard Error of Estimate 1.122009323

Sum of Squared Residuals 250.52207923

Log Likelihood -311.53074

Durbin-Watson Statistic 2.187677

Q(36-1) 76.972216

Significance Level of Q 0.00005507

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	6.4082196386	2.2544955626	2.84242	0.00494393
3. SC1	0.6620993455	0.0334600275	19.78777	0.00000000
5. RHO	0.9445606200	0.0242345454	38.97579	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -10.098636 or F(1,199)= 101.982459 with Significance Level 0.00000000

Příloha 18: Kompletní výsledky – 2. st. kuřecí maso – srpen 2004

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.970644 R Bar **2 0.970054

Uncentered R**2 0.999422 T x R**2 203.882

Mean of Dependent Variable 43.014142157

Std Error of Dependent Variable 6.113499662

Standard Error of Estimate 1.057941407

Sum of Squared Residuals 222.72876415

Log Likelihood -298.82264

Durbin-Watson Statistic 2.012049

Q(36-1) 63.989065

Significance Level of Q 0.00198244

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	3.107925024	1.704649697	1.82320	0.06977283
2. D2	16.451620498	3.327642086	4.94393	0.00000162
3. SC1	0.760721063	0.030463318	24.97171	0.00000000
4. SC2	0.426036554	0.060898312	6.99587	0.00000000
5. RHO	0.742094218	0.051663293	14.36405	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -7.854658 or F(1,199)= 61.695647 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope SC2

t(199)= -9.424948 or F(1,199)= 88.829653 with Significance Level 0.00000000

Příloha 19: Kompletní výsledky – 1. st. mléko – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.968895 R Bar **2 0.968270

Uncentered R**2 0.999628 T x R**2 203.924

Mean of Dependent Variable 7.4836029412

Std Error of Dependent Variable 0.8251648315

Standard Error of Estimate 0.1469859625

Sum of Squared Residuals 4.2993697617

Log Likelihood 102.61412

Durbin-Watson Statistic 0.762347

Q(36-1) 213.757260

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	5.5821194161	0.5708761761	9.77816	0.00000000
3. WP1	0.1698541774	0.0382387960	4.44193	0.00001478
5. RHO	0.9796910758	0.0132895735	73.71877	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -21.709518 or F(1,199)= 471.303163 with Significance Level 0.00000000

Příloha 20: Kompletní výsledky - 1. st. mléko – červenec 2004

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable FP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.968993 R Bar **2 0.968370

Uncentered R**2 0.999629 T x R**2 203.924

Mean of Dependent Variable 7.4836029412

Std Error of Dependent Variable 0.8251648315

Standard Error of Estimate 0.1467545180

Sum of Squared Residuals 4.2858408194

Log Likelihood 102.91208

Durbin-Watson Statistic 0.772849

Q(36-1) 207.105389

Significance Level of Q 0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	5.8646812686	0.6996811758	8.38193	0.00000000
2. D2	5.3046716520	0.7024976378	7.55116	0.00000000
3. WP1	0.1343409345	0.0601218195	2.23448	0.02656382
4. WP2	0.1937960467	0.0500078898	3.87531	0.00014453
5. RHO	0.9806330806	0.0130406034	75.19844	0.00000000

Test of unite slope WP1

t(199)= -14.398418 or F(1,199)= 207.314430 with Significance Level 0.00000000

Test of unite slope WP2

t(199)= -16.121535 or F(1,199)= 259.903896 with Significance Level 0.00000000

Příloha 21: Kompletní výsledky – 2. st. mléko – bez dummy

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.981896 R Bar **2 0.981532

Uncentered R**2 0.999452 T x R**2 203.888

Mean of Dependent Variable 10.385392157

Std Error of Dependent Variable 1.839347535

Standard Error of Estimate 0.249964549

Sum of Squared Residuals 12.433972920

Log Likelihood -5.43225

Durbin-Watson Statistic 2.096822

Q(36-1) 29.747879

Significance Level of Q 0.71951241

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	4.1788960728	0.9917485095	4.21367	0.00003808
3. SC1	0.4667586072	0.0683463718	6.82931	0.00000000
5. RHO	0.9646029941	0.0183444388	52.58286	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -7.802044 or F(1,199)= 60.871889 with Significance Level 0.00000000

Příloha 22: Kompletní výsledky – 2. st. mléko – říjen 2004

Regression with AR1 - Estimation by Maximum Likelihood Search

Dependent Variable WP

Monthly Data From 1994:01 To 2010:12

Usable Observations 204 Degrees of Freedom 199

Centered R**2 0.982498 R Bar **2 0.982147

Uncentered R**2 0.999470 T x R**2 203.892

Mean of Dependent Variable 10.385392157

Std Error of Dependent Variable 1.839347535

Standard Error of Estimate 0.245767262

Sum of Squared Residuals 12.019907878

Log Likelihood -1.96432

Durbin-Watson Statistic 2.067537

Q(36-1) 29.604524

Significance Level of Q 0.72591510

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. D1	0.8384549664	1.5984870008	0.52453	0.60049350
2. D2	6.5201110140	1.3372592243	4.87573	0.00000221
3. SC1	0.7442629853	0.1260265203	5.90561	0.00000001
4. SC2	0.3394271217	0.0833132425	4.07411	0.00006669
5. RHO	0.9636249478	0.0180375843	53.42317	0.00000000

Test of unite slope SC1

t(199)= -2.029232 or F(1,199)= 4.117781 with Significance Level 0.04376652

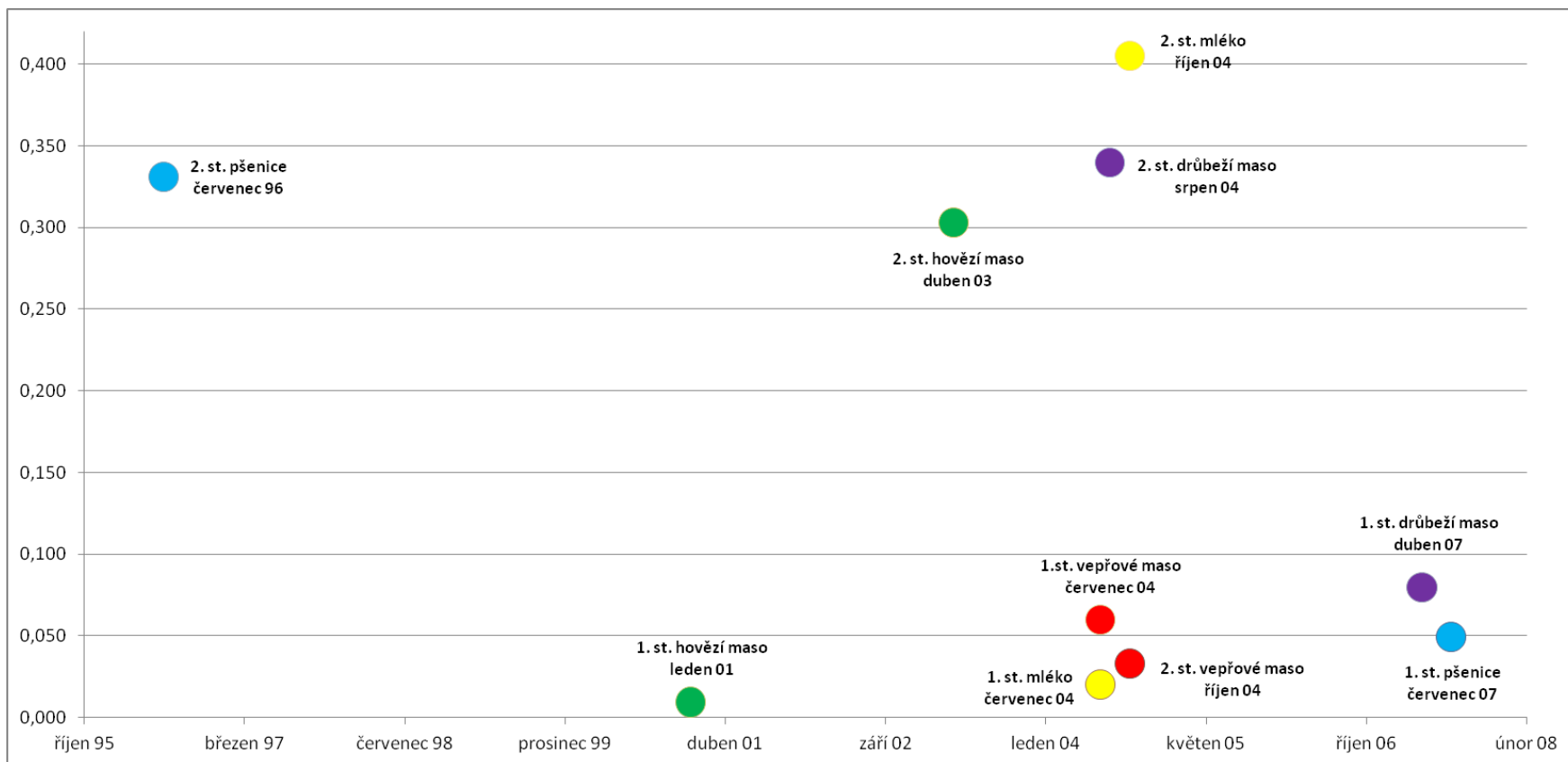
Test of unite slope SC2

t(199)= -7.928786 or F(1,199)= 62.865649 with Significance Level 0.00000000

Příloha 23: Tabulka výsledků provedené analýzy

Komodita	Úroveň vertikály	Zjištění okamžik výskytu strukturální změny	Parametr sklonu - bez zohlednění strukturální změny	Konstanta - bez zohlednění strukturální změny	Paramter sklonu - se zohledněním strukturální změny		Konstanta - se zohledněním strukturální změny		Zvýšení / snížení tržní pozice subjektu
					před zlomem	po zlomu	před zlomem	po zlomu	
PŠENICE	1. stupeň	červenec 2007	0,507	318,584	0,478	0,527	533,115	158,917	↓
	2. stupeň	červenec 1996	0,250	4327,300	0,568	0,237	1135,980	4548,300	↑
HOVĚZÍ MASO	1. stupeň	leden 2001	0,399	19,250	0,450	0,440	16,459	13,079	↑
	2. stupeň	duben 2003	0,581	30,886	0,641	0,338	25,655	66,950	↑
VEPŘOVÉ MASO	1. stupeň	červenec 2004	0,507	-5,650	0,509	0,489	-8,005	-1,177	↑
	2. stupeň	říjen 2004	0,735	7,270	0,729	0,762	7,532	4,706	↓
DRŮBEŽÍ MASO	1. stupeň	duben 2007	0,081	19,051	0,088	0,009	18,900	21,570	↑
	2. stupeň	srpen 2004	0,662	6,400	0,760	0,420	3,100	16,450	↑
MLÉKO	1. stupeň	červenec 2004	0,169	5,582	0,134	0,194	5,864	5,304	↓
	2. stupeň	říjen 2004	0,467	4,170	0,744	0,339	0,838	6,500	↑

Příloha24: Graf bodů zlomu v rámci jednotlivých vertikál a velikost jednotlivých změn



Seznam tabulek

TABULKA 1: PRODUKČNÍ PLOCHA, SKLIZEŇ A HEKTAROVÝ VÝNOS PŠENICE	84
TABULKA 2: BILANCE VÝROBY A SPOTŘEBY PŠENICE A JEJÍ EKONOMIKA	85
TABULKA 3: STAVY HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT V LETECH 1994 - 2010	91
TABULKA 4: VÝROBA MASA A MLÉKA V LETECH 1994 - 2010	92
TABULKA 5: BILANCE VÝROBY A SPOTŘEBY HOVĚŽÍHO MASA A JEHO EKONOMIKA.....	95
TABULKA 6: BILANCE VÝROBY A SPOTŘEBY VEPŘOVÉHO MASA A JEHO EKONOMIKA	99
TABULKA 7: BILANCE VÝROBY A SPOTŘEBY DRŮBEŽÍHO MASA A JEHO EKONOMIKA.....	105
TABULKA 8: BILANCE VÝROBY A SPOTŘEBY MLÉKA A JEHO EKONOMIKA	110
TABULKA 9: ADF TEST JEDNOTKOVÉHO KOŘENE – PŠENICE PEKAŘSKÉ VÝROBKY	116
TABULKA 10: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – PŠENICE - CZV A CPV	118
TABULKA 11: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY PŠENICE BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	121
TABULKA 12: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY PŠENICE SE ZOHLEDNĚNÍM STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV	122
TABULKA 13: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – PŠENICE - CPV A SC.....	124
TABULKA 14: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY PŠENICE BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CPV A SC.....	126
TABULKA 15: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY PŠENICE – ZÁVISLOST CPV A SC	127
TABULKA 16: ADF TEST JEDNOTKOVÉHO KOŘENE – HOVĚŽÍ MASO	129
TABULKA 17: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – HOVĚŽÍ MASO	131
TABULKA 18: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	134
TABULKA 19: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	135
TABULKA 20: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – HOVĚŽÍ MASO - CPV A SC.....	137
TABULKA 21: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CPV A SC.....	139
TABULKA 22: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA – ZÁVISLOST CPV A SC.....	140
TABULKA 23: ADF TEST JEDNOTKOVÉHO KOŘENE – VEPŘOVÉ MASO.....	142
TABULKA 24: GREGORY A HANSEN (1996) TEST – VEPŘOVÉ MASO - CZV A CPV	144

TABULKA 25: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	146
TABULKA 26: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	147
TABULKA 27: GREGORY A HANSEN (1996) TEST – VEPŘOVÉ MASO - CPV A SC.....	150
TABULKA 28: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CPV A SC.....	152
TABULKA 29: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA – ZÁVISLOST CPV A SC.....	153
TABULKA 30: ADF TEST JEDNOTKOVÉHO KOŘENE – KUŘECÍ MASO	155
TABULKA 31: GREGORY A HANSEN (1996) TEST – KUŘECÍ MASO - CZV A CPV	157
TABULKA 32: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	159
TABULKA 33: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	160
TABULKA 34: GREGORY A HANSEN (1996) TEST – KUŘECÍ MASO - CPV A SC	163
TABULKA 35: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CPV A SC.....	165
TABULKA 36: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA – ZÁVISLOST CPV A SC.....	166
TABULKA 37: ADF TEST JEDNOTKOVÉHO KOŘENE – MLÉKO A MLÉČNÉ VÝROBKY.....	169
TABULKA 38: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – MLÉKO - CZV A CPV	170
TABULKA 39: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY MLÉKA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	173
TABULKA 40: ODHADY PARAMETRU TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 1. STUPNĚ VERTIKÁLY MLÉKA – ZÁVISLOST CZV A CPV.....	174
TABULKA 41: GREGORY A HANSEN (1996) TEST KOINTEGRACE – MLÉKO - CPV A SC	176
TABULKA 42: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY MLÉKA BEZ ZOHLEDNĚNÍ STRUKTURÁLNÍ ZMĚNY – ZÁVISLOST CPV A SC.....	178
TABULKA 43: ODHAD PARAMETRŮ TRŽNÍHO ROZPĚTÍ 2. STUPNĚ VERTIKÁLY MLÉKA – ZÁVISLOST CPV A SC	179

Seznam schémat a grafů

SCHÉMA 1: TRŽNÍ MECHANISMUS	25
SCHÉMA 2: STRUKTURA TRŽNÍHO MECHANISMU	26
SCHÉMA 3: UTVÁŘENÍ TRŽNÍ ROVNOVÁHY	42
SCHÉMA 4: ZJEDNODUŠENÝ HODNOTOVÝ ŘETĚZEC POTRAVINÁŘSKÉ PŠENICE	83
SCHÉMA 5: ZJEDNODUŠENÝ HODNOTOVÝ ŘETĚZEC MASA	93
GRAF 1: CENY ZEMĚDĚLSKÝCH A PRŮMYSLOVÝCH VÝROBCŮ A SPOTŘEBITELSKÉ CENY POTRAVINÁŘSKÉ PŠENICE	88
GRAF 2: CENOVÉ ROZPĚTÍ V RÁMCI ČESKÉHO TRHU PŠENICÍ.....	89
GRAF 3: CENY ZEMĚDĚLSKÝCH A PRŮMYSLOVÝCH VÝROBCŮ A SPOTŘEBITELSKÉ CENY HOVĚŽÍHO MASA.....	95
GRAF 4: CENOVÉ ROZPĚTÍ V RÁMCI ČESKÉHO TRHU HOVĚŽÍM MASEM	97
GRAF 5: CENY ZEMĚDĚLSKÝCH A PRŮMYSLOVÝCH VÝROBCŮ A SPOTŘEBITELSKÉ CENY VEPŘOVÉHO MASA.....	101
GRAF 6: CENOVÉ ROZPĚTÍ V RÁMCI ČESKÉHO TRHU VEPŘOVÝM MASEM.....	102
GRAF 7: CENY ZEMĚDĚLSKÝCH A PRŮMYSLOVÝCH VÝROBCŮ A SPOTŘEBITELSKÉ CENY DRŮBEŽÍHO MASA.....	106
GRAF 8: CENOVÉ ROZPĚTÍ V RÁMCI ČESKÉHO TRHU S DRŮBEŽÍM MASEM	107
GRAF 9: CENY ZEMĚDĚLSKÝCH A PRŮMYSLOVÝCH VÝROBCŮ A SPOTŘEBITELSKÉ CENY MLÉKA	111
GRAF 10: CENOVÉ ROZPĚTÍ V RÁMCI ČESKÉHO TRHU MLÉKEM A MLÉČNÝMI VÝROBKÝ.....	114
GRAF 11: HANSEN (1992) TEST SUPF - REGRESE CZV A CPV – PŠENICE	117
GRAF 12: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST – 1. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE	118
GRAF 13: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST -1. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE	119
GRAF 14: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE	119
GRAF 15: HANSEN (1992) TEST SUPF - CPV A SC REGRESE - PŠENICE	123
GRAF 16: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST – 2. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE	125
GRAF 17: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST – 2. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE.....	125
GRAF 18: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST – 2. STUPEŇ VERTIKÁLY PŠENICE	125
GRAF 19: HANSEN (1992) TEST SUPF - CZV A CPV REGRESE – HOVĚŽÍ MASO	130
GRAF 20: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST – 1. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA .	131
GRAF 21: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST – 1. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA ...	132
GRAF 22: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA	132
GRAF 23: HANSEN (1992) TEST SUPF - CPV A SC REGRESE – HOVĚŽÍ MASO	136

GRAF 24: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA..	138
GRAF 25: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA	138
GRAF 26: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY HOVĚŽÍHO MASA	139
GRAF 27: HANSEN (1992) TEST SUPF - CZV A CPV REGRESE – VEPŘOVÉ MASO	143
GRAF 28: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA	144
GRAF 29: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA .	145
GRAF 30: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - Z_T TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA..	145
GRAF 31: HANSEN (1992) TEST SUPF - CPV A SC REGRESE – VEPŘOVÉ MASO	149
GRAF 32: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA	150
GRAF 33: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA .	151
GRAF 34: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY VEPŘOVÉHO MASA .	151
GRAF 35: HANSEN (1992) TEST SUPF - CZV A CPV REGRESE – KUŘECÍ MASO.....	156
GRAF 36: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA..	158
GRAF 37: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA	158
GRAF 38: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA.....	159
GRAF 39: HANSEN (1992) TEST SUPF - CPV A SC REGRESE – KUŘECÍ MASO.....	162
GRAF 40: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA..	163
GRAF 41: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA	164
GRAF 42: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY KUŘECÍHO MASA.....	164
GRAF 43: HANSEN (1992) TEST SUPF - CZV A CPV REGRESE – MLÉKO.....	170
GRAF 44: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA	171
GRAF 45: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA.....	171
GRAF 46: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 1. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA	172
GRAF 47: HANSEN (1992) TEST SUPF - CPV A SC REGRESE – MLÉKO	175
GRAF 48: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ADF TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA	176
GRAF 49: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZA TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA.....	177
GRAF 50: GREGORY A HANSEN (1996) TEST - ZT TEST - 2. STUPEŇ VERTIKÁLY MLÉKA.....	177