

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Ekonometrická analýza cen zemědělsko-potravinářských  
výrobků v ČR**

**Bc. Barbora Benáčanová**

© 2019 ČZU v Praze

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Barbora Benáčanová

Provoz a ekonomika

Název práce

**Ekonometrická analýza cen zemědělsko-potravinářských výrobků v ČR**

Název anglicky

**Econometric analysis of prices of agro-food products in the Czech Republic**

---

### Cíle práce

Hlavním cílem práce bude identifikace, kvantifikace a verifikace cenových přenosů ve vertikále vepřového masa v České republice. Dílčím cílem bude kvantifikace vztahů mezi cenou zemědělských výrobců, cenou průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenou vepřového masa v ČR.

### Metodika

Na základě analýzy dostupných publikací a vědeckých článků bude vypracovaná teoretická část práce. Pro účely strukturální analýzy a prognózy vybraných ekonomických veličin bude v praktické části využito ekonometrických modelů.

## Doporučený rozsah práce

60-80 stran

## Klíčová slova

Cenová transmise, spotřebitelská cena, výrobní vertikála, ekonometrický model

---

## Doporučené zdroje informací

ARLT, J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada, 1999. ISBN 80-7169-539-4.

BALTAGI, B. H. *Econometrics*. Berlin: Springer, 2011. ISBN:978-3-642-20058-8.

DOUGHERTY, C. *Introduction to econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 2011. ISBN 978-0-19-956708-9.

HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN:978-80-245-1300-3.

SAMUELSON, P. A. *Ekonomie*. Praha: NS Svoboda, 2013. ISBN:978-80-205-0629-0.

---

## Předběžný termín obhajoby

2018/19 LS – PEF

## Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

## Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 7. 11. 2018

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 12. 11. 2018

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 27. 03. 2019

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza cen zemědělsko-potravinářských výrobků v ČR" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 29. 3. 2019

---

### **Poděkování**

Ráda bych touto cestou poděkovala paní Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D. za vedení a důležité rady, obětavost a ochotu při zpracování práce.

# Ekonometrická analýza cen zemědělsko-potravinářských výrobků v ČR

## Abstrakt

Tato diplomová práce se zabývá ekonometrickou analýzou cen zemědělsko-potravinářských výrobků v České republice. Hlavním cílem této diplomové práce je posoudit cenovou transmisi u vybraných partií vepřového masa v České republice na trzích výrokové vertikály. Pro naplnění cíle je proveden popis a vysvětlení základních charakteristik vepřového masa. Zároveň je analyzován vývoj současného stavu ve vertikále vepřového masa a strukturální změny v jejím vývoji v letech 2012-2018. Z této analýzy je patrné, že spotřeba vepřového masa je v České republice stabilní, i přes to, že jinde v Evropě klesá. Dílčím cílem je testování výskytu sezónnosti a také vývoj cen v čase. Z vývoje cen na jednotlivých trzích je patrné, že spotřebitelské ceny v průběhu let rostou, ale naopak ceny průmyslových a zemědělských výrobců klesají. Po otestování časových řad na přítomnost sezónnosti bylo zjištěno, že v případě prvních diferencí časových řad se prakticky u všech cen sezónnost vyskytla. Jedinou výjimkou je v tomto případě první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti. Pro naplnění daných cílů je využito indexové analýzy, především tedy průměrného tempa přírůstku a řetězových indexů. Průměrná tempa přírůstku jsou u spotřebitelských cen kladná, ale naopak u cen průmyslových a zemědělských výrobců záporná. Součástí této práce je také podrobná analýza časových řad, kdy je pro účely této práce důležité především zajištění stacionarity časových řad. To bylo otestováno testem jednotkového vektoru, který prokázal, že jsou časové řady diferencně stacionární. V další části je provedená ekonometrická analýza. Tedy určení vhodného regresního modelu pomocí metody nejmenších čtverců, dále statistická a ekonometrická verifikace. Zdrojem dat byly především podklady z Českého statistického úřadu. Na základě výsledků této práce je možné obecně konstatovat, že se cenové přenosy na všech úrovních výrokové vertikály ukázaly jako asymetrické a zároveň nepružné.

**Klíčová slova:** Cenová transmise, spotřebitelská cena, výroková vertikála, ekonometrický model, vepřové maso

# **Econometric analysis of prices of agro-food products in the Czech Republic**

## **Abstract**

This thesis deals with econometric analysis of prices of agri-food products in the Czech Republic. The main aim of this thesis is to assess the price transmission of selected parts of pork meat in the Czech Republic on markets of product vertical. To fulfill the aim is used a description and explanation of the basic characteristics of pork meat. It is also analysed the current state in the pork meat and structural changes in its development in years 2012-2018. It is clear from this analysis that the consumption of pork meat is stable in the Czech Republic, despite falling elsewhere in Europe. The partial aim is to test the occurrence of seasonality and also the development of prices over time. Price developments in individual markets show that consumer prices have been rising over the years, but that industrial and agricultural producer prices are falling. After testing the time series for the presence of seasonality, it was found that in the case of the first time series differences seasonality occurred in virtually all prices. The only exception in this case is the first difference in consumer price for pork leg without bone. The index analysis is used to fulfill the given aims, especially the average growth rate and chain indices. Average growth rates for consumer prices are positive, but negative for industrial and agricultural producer prices. Part of this work is also a detailed analysis of time series, when it is important for the purpose of this work to secure stationary series. This was tested by a unit vector test which showed that the time series are differentially stationary. The next part is an econometric analysis. Thus, determining the appropriate model using the least squares method, then statistical and econometric verification. The source of the data was mainly data from the Czech Statistical Office. Based on the results of this work, it can be generally stated that price transmissions at all levels of product verticals proved to be asymmetric and at the same time inflexible.

**Keywords:** Price transmission, consumer price, product vertical, econometric model, pork meat

# Obsah

<b>1 Úvod</b> .....	<b>11</b>
<b>2 Cíl práce a metodika</b> .....	<b>13</b>
2.1 Cíl práce .....	13
2.2 Metodika .....	13
2.2.1 Indexní analýza .....	13
2.2.2 Ekonometrické souvislosti.....	14
2.2.3 Analýza časových řad .....	19
2.2.4 Cenová transmise .....	22
<b>3 Teoretická východiska</b> .....	<b>24</b>
3.1 Vymezení pojmů v tržní ekonomice .....	24
3.2 Specifika zemědělsko-potravinářského trhu .....	26
3.2.1 Trh zemědělských zpracovatelů.....	26
3.2.2 Trh zemědělských výrobců.....	27
3.3 Význam a charakteristika komodity vepřové maso .....	27
3.4 Charakteristika chovu prasat .....	28
3.4.1 Masné výrobky .....	28
3.4.2 Plemena prasat .....	29
3.4.3 Výživa a krmení prasat .....	31
3.4.4 Složení a stavba vepřového masa .....	31
3.5 Vlivy působící na jakost vepřového masa.....	32
3.6 Užiték vlastnosti prasat .....	32
3.6.1 Reprodukční schopnosti prasat .....	32
3.6.2 Produkční schopnosti prasat .....	34
3.7 Aktuální situace na trhu s vepřovým masem .....	34
3.8 Hodnocení jakosti vepřového masa – SEUROP .....	36
3.9 Charakteristika vertikály vepřového masa v České republice .....	37
3.10 Cenová transmise v rámci vertikály vepřového masa.....	39
<b>4 Vlastní práce</b> .....	<b>42</b>
4.1 Vývoj cenových hladin vepřového masa v České republice.....	42
4.1.1 Vývoj spotřebitelských cen vybraných partií vepřového masa .....	43
4.1.2 Vývoj cen průmyslových výrobců vybraných partií vepřového masa .....	45
4.1.3 Vývoj cen zemědělských výrobců u jatečných prasat .....	47
4.2 Hodnocení vztahů mezi cenami vepřového masa na různých úrovních komoditní vertikály.....	48
4.2.1 Spotřebitelská cena – cena zemědělských výrobců .....	49



4.2.2	Spotřebitelská cena – cena průmyslových výrobců.....	57
4.2.3	Cena průmyslových výrobců – cena zemědělských výrobců.....	62
4.3	Cenová transmise ve vertikále vepřového masa .....	67
<b>5</b>	<b>Výsledky a diskuse .....</b>	<b>69</b>
<b>6</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>71</b>
<b>7</b>	<b>Seznam použitých zdrojů .....</b>	<b>72</b>
<b>8</b>	<b>Přílohy .....</b>	<b>76</b>

## Seznam obrázků

Obrázek 1	Struktura populace v plemenné knize .....	29
Obrázek 2	Faktory ovlivňující úroveň intenzity odchovu selat.....	33
Obrázek 3	Vertikála vepřového masa .....	38

## Seznam tabulek

Tabulka 1	Podíl svaloviny v % v JUT s přejímací hmotností od 60 do 120 kg .....	37
Tabulka 2	ADF test pro spotřebitelské ceny.....	44
Tabulka 3	ADF test pro první diference spotřebitelských cen .....	45
Tabulka 4	ADF test pro ceny průmyslových výrobců.....	46
Tabulka 5	ADF test pro první diference cen průmyslových výrobců.....	47
Tabulka 6	ADF test pro ceny zemědělských výrobců.....	48
Tabulka 7	ADF test pro první diference cen zemědělských výrobců.....	48
Tabulka 8	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_SpC\_Kýta-d\_CZV$ a $d\_CZV-d\_SpC\_Kýta$ .....	51
Tabulka 9	Hodnoty koeficientů pro model $d\_SpC\_Kýta-d\_CZV$ .....	51
Tabulka 10	Hodnoty koeficientů pro model $d\_CZV-d\_SpC\_Kýta$ .....	52
Tabulka 11	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_SpC\_Krkovice-d\_CZV$ a $d\_CZV-d\_SpC\_Krkovice$ .....	53
Tabulka 12	Hodnoty koeficientů pro model $d\_SpC\_Krkovice-d\_CZV$ .....	54
Tabulka 13	Hodnoty koeficientů pro model $d\_CZV-d\_SpC\_Krkovice$ .....	54
Tabulka 14	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_SpC\_Bucek-d\_CZV$ a $d\_CZV-d\_SpC\_Bucek$ .....	55
Tabulka 15	Hodnoty koeficientů pro model $d\_SpC\_Bucek-d\_CZV$ .....	56
Tabulka 16	Hodnoty koeficientů pro model $d\_CZV-d\_SpC\_Bucek$ .....	56
Tabulka 17	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_SpC\_Kýta-d\_CPV\_Kýta$ a $d\_CPV\_Kýta-d\_SpC\_Kýta$ .....	59
Tabulka 18	Hodnoty koeficientů pro model $d\_SpC\_Kýta-d\_CPV\_Kýta$ .....	59
Tabulka 19	Hodnoty koeficientů pro model $d\_CPV\_Kýta-d\_SpC\_Kýta$ .....	60
Tabulka 20	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene$ a $d\_CPV\_Pecene-d\_SpC\_Pecene$ .....	61
Tabulka 21	Hodnoty koeficientů pro model $d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene$ .....	61
Tabulka 22	Hodnoty koeficientů pro model $d\_CPV\_Pecene-d\_SpC\_Pecene$ .....	62
Tabulka 23	Výsledky ekonometrické verifikace $d\_CPV\_Kýta-d\_CZV$ a $d\_CZV-d\_CPV\_Kýta$ .....	64

Tabulka 24 Hodnoty koeficientů pro model d_CZV-d_CPV_Kyta .....	64
Tabulka 25 Výsledky ekonometrické verifikace d_CPV_Pecene-d_CZV a d_CZV-d_CPV_Pecene .....	66
Tabulka 26 Hodnoty koeficientů pro model d_CPV_Pecene-d_CZV .....	66
Tabulka 27 Hodnoty koeficientů pro model d_CZV-d_CPV_Pecene.....	67
Tabulka 28 Matice koeficientů EPT zachycující cenový přenos ve zkoumaných vertikálách .....	68
Tabulka 29 Koeficienty EPT – přenos mezi navazujícími dílčími trhy .....	68

## Seznam grafů

Graf 1 Vývoj stavů prasat a prasnic v ČR v letech 1988-2017 (tis. ks.).....	35
Graf 2 Podíl jednotlivých druhů masa na celkové spotřebě masa v ČR (v %/rok) .....	36
Graf 3 Vývoj hladin cenových indexů na jednotlivých trzích komodity vepřového masa (v %) .....	43
Graf 4 Průměrné měsíční spotřebitelské ceny za ČR celkem v Kč/kg .....	44
Graf 5 Průměrné měsíční ceny průmyslových výrobců za ČR v Kč/kg .....	46
Graf 6 Průměrné měsíční ceny zemědělských výrobců za ČR v Kč/kg .....	47
Graf 7 Vývoj cenového rozpětí spotřebitelských cen a ceny zemědělského výrobce (Kč/kg) .....	50
Graf 8 Vývoj cenového rozpětí spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců (Kč/kg) .....	58
Graf 9 Vývoj cenového rozpětí cen průmyslových výrobců a ceny zemědělských výrobců (Kč/kg) .....	63

## Seznam použitých zkratk

SpC	Spotřebitelská cena
CPV	Cena průmyslových výrobců
CZV	Cena zemědělských výrobců
EPT	Koeficient elasticity cenové transmise (Elasticity of Price Transmission)
JUT	Jatečně upravené tělo

# 1 Úvod

Zemědělství je možné spolu s dalšími formami prvovýroby, jako například těžbou, považovat za nejdéle existující sektor národního hospodářství. Vznik zemědělství je datován do doby neolitické revoluce, tedy do doby, kdy si člověk začal svoji potravu sám produkovat. Díky zemědělství bylo možné získat více potravy než pouze lovem a sběrem, a to způsobilo prudký nárůst lidské populace.

V dnešní moderní konzumní společnosti již lidé ale v zemědělství pracovat nechtějí, a tím se tento obor stal opomíjený a nedoceněný. Zemědělství je tedy pouze okrajovou oblastí národního hospodářství, a to i přes to, že lidská populace roste stále rychleji a její nároky na množství potravin jsou stále vyšší. Zemědělství prošlo od dob svého vzniku velkou proměnou. Dnes již plně využívá technologické vynálezy, které přinesla průmyslová revoluce a také lidská síla byla již v maximální možné míře nahrazena prací strojů. Také v chovu dobytka je využíváno vědeckých poznatků, které zkoumají fungování jejich metabolismu, což dovoluje připravování krmných směsí na míru, také je díky tomu možné chovat dobytek v podmínkách, které jsou nejlepší pro jeho svalový růst, případně produkci mléka nebo reprodukci. Tyto aspekty způsobují natolik vysokou produktivitu práce, že i přes malý počet obyvatel zaměstnaných v zemědělství, je zemědělství schopné produkovat množství potravin dostatečné pro pokrytí neustále rostoucí světové potřeby.

Trhy v každé zemědělsko-potravinářské vertikále jsou propojeny, a to jak horizontálními, tak vertikálními vazbami. Tato integrace může zlepšovat tržní vztahy a zároveň vyjednávací pozice některých článků výrobní vertikály, ale také možným důsledkem může být zneužívání tržní síly vůči slabším subjektům. Ke klíčovým oblastem v souvislosti s cíli agrární politiky a agrárně-politickými rozhodnutími patří právě identifikace tržních subjektů, analýza tržní struktury a determinace vztahů v zemědělsko-potravinářských vertikálách.

Výroba potravin se pomalu začíná vyvíjet jiným směrem než doposud. Marketingovou strategii obchodních řetězců začíná formovat finální spotřebitelská poptávka, což rozvíjí jejich tržní sílu a tím ovlivňují nabídku zemědělských prvovýrobců, kde klesá podíl na tvorbě hrubého domácího produktu v hospodářsky vyspělých i tranzitivních ekonomik. Závislost prvovýrobců a zpracovatelů na vyšších stupních finalizace stále roste a jako důsledek vzniká tržní síla ovlivňující vývoj cen komodit a konečných výrobků. Formování cen na jednotlivých trzích ovlivňuje úroveň a vývoj cen

v předcházejících a navazujících člancích komoditní vertikály. Tedy růst nebo pokles cen v předcházejících trzích výrobné vertikály zpravidla ovlivňují náklady a následně také cenu výrobků na navazujícím trhu. Vývoj cen na navazujících člancích, ale ne vždy musí ovlivnit cenu výrobků na předcházejícím trhu komoditní vertikály. Tento vývoj je předmětem zkoumání problematiky cenové transmise neboli mezitržního cenového přenosu. Pro agrární sektor je charakteristické, že je cenová transmise mezi dílčími trhy agrobiznisu ve většině případů asymetrická.

V rámci České republiky je současném stavu zemědělství nyní charakteristický pokles v prostředí živočišné výroby. Právě chov prasat a také skotu zaznamenaly největší útlum. To je zásadně ovlivněno dynamickým vývojem a rychlými změnami podmínek agrárního trhu dotýkající se všech subjektů, které jsou zapojeny do komoditních potravinových vertikál.

V této diplomové práci je zkoumána vertikála vepřového masa, které patří k nejvýznamnějším odvětvím živočišné výroby v České republice. Vepřové maso je u spotřebitelů velmi oblíbené, a proto má v České republice jeho produkce dlouhou tradici. Výzkum je zaměřen na problematiku vývoje trhů vepřového masa, primárně pak na vývoj cenových hladin a intenzitu cenových přenosů.

## 2 Cíl práce a metodika

### 2.1 Cíl práce

Hlavním cílem této diplomové práce je posoudit cenovou transmisi u vybraných partií vepřového masa v České republice. Hlavní cíl bude naplněn pomocí popisu a vysvětlení základních charakteristik vepřového masa. Dílčím cílem bude testování výskytu sezónnosti a také vývoj cen v čase. Dalším dílčím cílem bude kvantifikace vztahů mezi cenou zemědělských výrobců, cenou průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenou vepřového masa v ČR. Zhodnocení cenových přenosů vychází z procesu potvrzení či vyvrácení následujících předpokladů:

- Testované časové řady obsahují sezónnost,
- Cenová transmise je asymetrická, tedy ceny na nižších stupních výrobní vertikály ovlivňují ceny na vyšších stupních více než je tomu v opačném směru,
- Časové řady obsahují trend a jsou tak nestacionární,
- Cena, která do modelu vstupuje jako vysvětlující působí na vysvětlovanou proměnnou kladně.

### 2.2 Metodika

Pro naplnění stanovených cílů byla vytvořena teoretická část, pomocí které bylo zajištěno hlubší seznámení s danou problematikou. Po analýze odborné literatury a vědeckých článků byly stanoveny základní pojmy, souvislosti a také předpoklady.

Pro účely strukturální analýzy a prognózy vybraných ekonomických veličin bude v praktické části využito ekonometrických modelů, cenové transmise, indexů a časových řad. Pro získání dat bylo využito především databázi Českého statistického úřadu. Ke zpracování dat bylo použito tabulkového editoru Excel a volně dostupného ekonometrického softwaru Gretl.

#### 2.2.1 Indexní analýza

Důležitým statistickým nástrojem porovnávání dat jsou indexy, které vyjadřují změnu sledovaného ukazatele. Indexy je možné rozdělit na individuální a souhrnné (agregátní). Individuální indexy dále dělíme na jednoduché a složené. V této diplomové

práci jsou použity pouze individuální indexy jednoduché, pomocí kterých se srovnávají dvě hodnoty stejného ukazatele (Hindls, Hronová a kol., 2007).

Specifická statistická veličina, která popisuje určitou sociálně ekonomickou skutečnost se nazývá ukazatel. V praxi se zpravidla nepracuje pouze s jednotlivými izolovanými hodnotami daného ukazatele, ale zjišťuje se také zda daný ukazatel vyjadřující ekonomickou skutečnost znamená určitou změnu oproti stejné skutečnosti v minulém období. Jde tedy i o její relativní, respektive absolutní velikost ve vztahu daného ukazatele v jiné situaci. Index je bezrozměrné číslo, které je relativní mírou rozdílnosti a udává kolikrát je hodnota v čitateli větší nebo menší než hodnota ve jmenovateli (Hindls, Hronová a kol., 2007).

Jednoduché indexy bezprostředně srovnávají dvě hodnoty daného ukazatele. Jedním z jednoduchých indexů, který se vyskytuje v delších časových řadách je bazický index (2.1). V jeho případě jsou indexy vždy počítané ke stejnému základu, například tedy k nejstarší hodnotě časové řady. Dalším indexem vyskytujícím se v časových řadách je řetězový index (2.2), který má proměnlivý základ. To znamená, že je počítán k bezprostředně předcházející hodnotě v dané časové řadě (Hindls, Hronová a kol., 2007).

$$\text{Bazický index} \quad \frac{q_2}{q_1}, \frac{q_3}{q_1}, \frac{q_4}{q_1}, \dots, \frac{q_s}{q_1} \quad (2.1)$$

$$\text{Řetězový index} \quad \frac{q_2}{q_1}, \frac{q_3}{q_2}, \frac{q_4}{q_3}, \dots, \frac{q_s}{q_{s-1}} \quad (2.2)$$

### 2.2.2 Ekonometrické souvislosti

Ekonometrie je kvantitativní ekonomickou disciplínou, která se zabývá měřením a empirickou verifikací reálných ekonomických vztahů. Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a v poslední době také informatiky (Hušek, 2007).

Na základě ekonomické teorie je vytvořena ekonometrická analýza, kde byly určeny hypotézy a z endogenních (vysvětlovaných, závislých) a exogenních (vysvětlujících, nezávislých) proměnných byl sestaven matematický model. Endogenní proměnná je předmětem zkoumání a představuje výsledek působení exogenních a náhodných proměnných. Modelem jsou generovány její hodnoty. Naopak pomocí exogenních proměnných se vysvětluje daná závislá proměnná. Po zahrnutí náhodné (stochastické) složky

do modelu vznikne klasický lineární regresní model (LRM), v této práci jednorovnicový (Lejnarová, Ráčková a Zounar, 2009).

Hušek (2007) popisuje vícenásobnou regresní analýzu následovně. Vícenásobná regresní analýza umožňuje kvantifikovat parametry ekonometrického modelu za podmínek, kdy nelze získat statistická data na základě řízeného experimentu. Za předpokladu stochastické lineární závislosti mezi vysvětlovanou proměnnou  $Y$ , která má pravděpodobnostní rozdělení, a  $k$  vysvětlujícími proměnnými  $X_1, X_2, \dots, X_k$ , jejichž hodnoty jsou v opakovaných výběrech fixní, ve tvaru:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u, \quad (2.3)$$

kde  $u$  je náhodná složka,  $\beta_j$  je  $j$ -tý regresní koeficient či parametr ( $j=1, 2, \dots, k$ ), lze specifikovat  $X_1$  jako zvláštní (umělou) proměnnou, která nabývá ve všech pozorováních hodnoty rovné jedné. Tedy  $\beta_1$  je absolutní člen neboli úrovněová konstanta. Vzhledem k tomu, v základním souboru není známá regresní rovnice, ani parametry rozdělení náhodné složky, je nutné se spokojit s jejich odhady, získaných z výběrových dat. V případě, že pro základní soubor, z které byl získán náhodný výběr  $n$  pozorování, platí regresní vztah (2.3), pak pro  $i$ -té pozorování vznikne

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.4)$$

Po aplikaci některého z adekvátní postupů se odhadne z výběrů  $n$  pozorování deterministickou regresní rovnicí pomocí výběrové regresní funkce

$$\hat{Y} = b_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k, \quad (2.5)$$

přičemž  $b_1, b_2, \dots, b_k$  jsou bodové odhady neznámých parametrů  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ . Veličina  $\hat{Y}$  je vyrovnaná nebo modelem predikovaná hodnota  $Y$ , takže její teoretické hodnoty pro jednotlivá pozorování lze psát jako

$$\hat{Y}_i = b_1 + b_2 X_{2i} + \dots + b_k X_{ki}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.6)$$

Rozdíl mezi skutečnými hodnotami  $Y_i$  v jednom výběru a vyrovnanými hodnotami  $\hat{Y}_i$  je reziduum  $e_i$ . Pro zjednodušení odvození výsledků odhadu a testování modelu, je možné vyjádřit pro  $n$  pozorování soustavu  $n$  rovnic (2.4) pomocí maticového zápisu jako

$$y = X\beta + u, \quad (2.7)$$

nebo

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & \dots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 1 & X_{2n} & \dots & X_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix},$$

kde  $y$  je sloupcový vektor  $n$  pozorování stochastických hodnot vysvětlované proměnné,  
 $X$  je matice  $n \times k$  pozorování fixních hodnot vysvětlujících proměnných,  
 $u$  je sloupcový vektor  $n$  hodnot nepozorované náhodné složky,  
 $B$  je sloupcový vektor  $k$  neznámých parametrů.

Gauss-Markov uvádí pět předpokladů, které by měl klasický lineární regresní model splňovat pro metodu nejmenších čtverců. První z nich je, že náhodné složky mají normální rozdělení s nulovou střední hodnotou. Dále musí mít náhodné složky konstantní a konečný rozptyl (v modelu se nevyskytuje heteroskedasticita). Zároveň vysvětlující proměnné nekorelují s náhodnými složkami. A v posledním požadavku je, že vysvětlující proměnné jsou lineárně nezávislé, tedy v modelu není přítomna vysoká multikolinearita. V případě splnění uvedených požadavků je zaručena nestrannost (nevychýlenost), vydatnost (rozptyl je minimální), normální rozdělení a konzistentnost lineárního regresního modelu (Lejnarová, Ráčková a Zounar, 2009).

Nejznámější postup pro odhad jednorovnicového lineárního regresního modelu je běžná metoda nejmenších čtverců. Kromě vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných je třeba do modelu zařadit tedy i stochastickou (náhodou) proměnnou a konstantu, zároveň je možné specifikovat také umělou (dummy) proměnnou. Výhodou běžné metody nejmenších čtverců je, že poskytuje optimální odhady i pro malé výběry pozorování a výpočetní postup při určení odhadovaných parametrů není složitý (Hušek, 2007).

V lineárním regresním modelu (2.7) jsou všechny informace o neznámém vektoru parametrů  $\beta$  a neznámém skaláru  $\sigma^2$  obsažena ve výběru  $n$  pozorování náhodné proměnné  $y$  a pro  $k$  fixních vysvětlujících proměnných v matici  $X$ . Cílem je najít vhodnou funkci pozorování  $y$  se známou maticí  $X$ , pro získání nejlepších odhadů neznámých parametrů



modelu. Pro bodový odhad úrovnňové konstanty  $b_1$  a regresního koeficient  $b_2$  jsou používány následující vzorce

$$b_1 = \frac{\sum X_i^2 \sum Y_i - \sum X_i \sum X_i Y_i}{n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2}, \quad (2.8)$$

$$b_2 = \frac{n \sum X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{n \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2}. \quad (2.9)$$

(Hušek, 2007).

Správnost modelu je třeba ověřit ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikací. V rámci ekonomické verifikace se ověřují předpoklady ekonomické teorie, tedy směr závislosti (přímá a nepřímá úměra) a hodnoty koeficientů a s tím související ekonomickou interpretaci odhadnutých parametrů modelu. Statistická indukce, respektive testování hypotéz patří k statistické verifikaci. A k ekonometrické verifikaci patří testování, za model splňuje výše uvedené předpoklady, tedy zda se v modelu nevyskytuje vysoká multikolinearita a jestli není v modelu přítomna heteroskedasticita, autokorelace a zda má model normální rozdělení reziduí (Lejnarová, Ráčková a Zoumar, 2009).

Jedním z problémů, které se vyskytují při odhadu parametrů modelu je multikolinearita, která se vyskytuje především u časových řad. Jedním z požadavků pro reálný odhad parametrů je lineární nezávislost všech sloupců matice pozorování  $X$ . V případě výskytu vysoké multikolinearity nelze dané proměnné vyjádřit jako lineární kombinaci jiné vysvětlující proměnné a tím nelze stanovit odhadovanou funkci. Posuzování výběrových hodnot párových korelačních koeficientů vysvětlujících proměnných je běžnou metodou zjišťování multikolinearity. Obecně se považuje za vysokou, a tedy neúnosnou multikolinearitu, pokud některý z párových koeficientů korelace dosáhne hodnoty vyšší než 0,8. V případě výskytu vysoké multikolinearity bude v této práci k jejímu odstranění použito prvních diferencí daných proměnných (Hušek, 2007).

Dalším požadavkem pro správný odhad modelu je konečný a konstantní rozptyl náhodných složek, a tedy i reziduí, který se označuje jako homoskedasticita. V opačném případě se jedná o heteroskedasticitu, ta se vyskytuje především u průřezových dat. V této práci je k testování heteroskedasticity používán Whiteův test, který je založený na Langrangeově multiplikátoru (LM). Test umožňuje získání konzistentní odhad kovariační matice i v případě nesplnění požadavku homoskedasticity. Test vyžaduje alespoň

30 pozorování a správnou specifikaci modelu. Dalším požadavkem je, že odhadnuté čtverce reziduí  $e_i^2$  nejsou zkorelovány s žádným z regresorů modelu  $X_j$ , s jejich čtvercem  $X_j^2$ , a s párovými součiny  $X_j X_h$  ( $j \neq h$ ). Pokud model obsahuje například 3 proměnné  $X_1$ ,  $X_2$  a  $X_3$ , pak má testovací pomocná regrese čtverců  $e_i^2$ , reprezentující rozptyl reziduí, má pro  $X_{1i} = 1$  tvar

$$e_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Samotným testováním je pak porovnání vypočítané hodnoty na hladině významnosti 5 %, pokud je hodnota vyšší než 0,05 akceptujeme nulovou hypotézu homoskedasticity (Hušek, 2007)

Důležitým předpokladem odhadu jsou spolu s homoskedasticitou i nulové kovariance, tedy nulové nediagonální prvky kovarianční matice náhodných složek  $\Sigma$ . Z toho plyne pro normálně rozdělené náhodné složky, že jsou po dvojicích nezávislé, tedy

$$E(u_t u_s) = cov(u_t u_s) = 0, t \neq s \quad (2.11)$$

kde  $t$ , popřípadě  $s$ , značí období pozorování v období  $t$ , popř.  $s$ , tvořící časovou posloupnost. Tento požadavek často nebývá splněn především v časových řadách. V případě, že je náhodná složka modelu v libovolném období pozorování zkorelována s náhodnou složkou v minulém období nebo s náhodnými složkami ve více předcházejících období, jedná se o autokorelaci náhodných složek tedy

$$E(u_t u_s) \neq 0, t \neq s \quad (2.12)$$

Nejčastěji se předpokládá autokorelace prvního řádu, tedy dvou po sobě následujících složek, ale v čtvrtletních či měsíčních datech je možné se setkat i s autokorelací vyšších řádů. V případě měsíčních dat je možné čekat sériovou korelaci dvanáctého řádu. V této diplomové práci je použit Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci až do dvanáctého řádu. Autoregresní schéma  $q$ -tého řádu je možné vyjádřit nulovou hypotézu sériové nezávislosti ve tvaru  $p_1 = p_2 = \dots = p_q = 0$ . Postup u daného testu zahrnuje tři kroky. V prvním kroku je třeba odhadnout lineární regresní model pomocí běžné metody nejmenších čtverců a vypočítat všechna rezidua  $e_t$ . Následně se specifikuje pomocná regrese reziduí  $e_t$  na všech  $k$  regresorech LRM a na reziduích  $e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_{t-q}$  pro  $t = (q + 1), T$ , to je  $T - q$  pozorování. Na základě pomocné regrese se spočte testovací statistika ve tvaru

$$LM = (t - q)R_e^2, \quad (2.13)$$

kteřá má v případě nulové hypotézy má asymptotické rozdělení. Pokud je výsledná hodnota nižší než zvolená hladina významnosti  $\alpha=0,05$  je nulová hypotéza zamítnuta a předpokládá

se, že alespoň jeden koeficient  $p$  se významně liší od nuly (Hušek, 2007). V rámci ekonometrické analýzy je také nutné provést test normality reziduí. Většina již zmíněných testů předpokládá normální rozdělení reziduí a proto, pokud by tato podmínka splněna nebyla, výsledky by byly nepřesné. Testování normality rozdělení je založeno na testování šikmosti a špičatosti (Lejnarová, Ráčková a Zounar, 2009).

### 2.2.3 Analýza časových řad

Časová řada je posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování. Data a údaje jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času od minulosti po přítomnost. Soubor metod, kterými se popisují časové řady je jejich analýzou. Časové řady mají základní členění na intervalové a okamžikové. V intervalových časových řadách se vyskytují data, která se vztahují k určitému časovému úseku, který bývá nenulové délky. Tyto data je možné sčítat a průměrovat. V okamžikových časových řadách jsou údaje, které se vztahují k určitému okamžiku a jejich součet nedává žádný význam, a proto je po ně typické průměrování chronologickým průměrem. Z hlediska času je možno časové řady dělit na krátkodobé (čtvrtletní, měsíční, týdenní nebo kratší) a dlouhodobé (roční) (Hindl, Hronová, Seger, Fischer, 2007).

Časové řady je možné analyzovat dvěma hlavními přístupy, a to přístupem ekonometrickým a přístupem statistickým. Oba přístupy jsou založeny na různých předpokladech, postupech a zároveň upřednostňují a zdůrazňují jiné faktory. V této diplomové práci bude použit především ekonometrický přístup. V ekonometrickém přístupu analýzy časových řad jsou využívány tři hlavní metodologické přístupy. Prvním je „*specific to general*“, který je založený na specifickém teoretickém modelu, který je zobrazen na základě testování jeho statistických a ekonometrických vlastností. Dalším přístupem je „*general to specific*“, ten vychází z dynamického modelu, který je odvozený z ekonomické teorie a následně je redukován v závislosti na výsledcích testování. Poslední je kointegrační analýza, která se využívá k potvrzení existence dlouhodobého vztahu mezi ekonomickými proměnnými (Arlt, 1997).

Analýzu časových řad je možné rozdělit na analýzu jednorozměrných a vícerozměrných časových řad. Pro analýzu jednorozměrných časových řad je typické, že v modelu vystupují pouze zpožděné hodnoty dané endogenní proměnné a její náhodná složka s různou délkou zpoždění. A v analýze vícerozměrných časových řad se mezi vysvětlujícími proměnnými

vyskytují i další proměnné, které mají povahu buď exogenních proměnných nebo endogenních proměnných, které jsou vysvětlovány v jiných rovnicích modelu (Chatfield, 2004).

Při analýze časových řad je důležité získat rychlou a orientační představu o charakteru procesu, který řada reprezentuje. K základním metodám patří vizuální analýza využívající grafů spolu s elementárními statistickými charakteristikami. K těm se řadí difference různého řádu, tempa růstu (nebo také koeficienty růstu či řetězové indexy) a průměrná tempa přírůstku. V této práci je využito prvních diferencí neboli absolutních přírůstků a průměrného tempa přírůstku (Hindls, Hronová a kol., 2007).

$$1. \text{ difference} \quad \Delta_t^1 = y_t - y_{t-1}, t = 2, 3, \dots, n, \quad (2.14)$$

$$\text{Průměrný koeficient růstu} \quad \bar{k} = \sqrt[n-1]{k_2 k_3 \dots k_n} \quad (2.15)$$

$$\text{Průměrné tempo přírůstku [\%]} \quad \bar{\delta} = (\bar{k} - 1) * 100 \quad (2.16)$$

Klasické modely vychází z dekompozice časové řady na čtyři složky časového pohybu. Souběžná existence všech čtyř forem není nutná a je podmíněna věcným charakterem zkoumaného ukazatele. Časovou řadu je tedy možné dekomponovat na trendovou složku  $T_t$ , sezónní složku  $S_t$ , cyklickou složku  $C_t$  a náhodnou složku  $E_t$ . Tendence dlouhodobého vývoje hodnot analyzovaného v čase se nazývá trendem. Trend může být rostoucí, klesající nebo konstantní. V případě konstantního trendu se mluví o časové řadě bez trendu. Pravidelně se opakující odchylka od trendové složky je sezónní složka, která se vyskytuje u časových řad kratších než jeden rok nebo rovných právě jednomu roku. Cyklickou složkou se rozumí kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje, kde je vlna delší než jeden rok. Veličina, která nelze popsat žádnou funkcí času je náhodná složka. V ideálním případě jsou zdrojem náhodné složky drobné a v jednotlivostech nepostižitelné příčiny, které jsou vzájemně nezávislé (Hindls, Hronová a kol., 2007).

Podle statistického hlediska je možné sezónnost modelovat jako sezónnost proporcionální a konstantní. V případě proporcionální sezónnosti souvisí velikost kolísání s trendovou složkou, tedy amplituda sezónního výkyvu se s rostoucím trendem zvyšuje a s klesajícím trendem se snižuje. Trendová složka a sezónní výkyv spolu tedy kolísají násobením a charakteristikou sezónního kolísání je relativní číslo (sezónní index). U konstantní sezónnosti se amplituda sezónnosti nemění v závislosti na trendové složce, a tedy její chování je stejné jako u proporcionálně chápaná sezónnost v časové řadě bez

trendové složky. Kolísání je měřeno absolutním číslem (sezónní odchylkou), která sčítá trendovou složku (Minařík, 1998).

Metoda nejmenších čtverců je nejpoužívanější metodou odhadu parametrů trendových funkcí. Pomocí této metody je možné získat lineární a parabolické trendové funkce. Po provedení linearizující transformace je možné tuto metodu využít i pro jednoduché exponenciální trendové funkce. Vhodný model trendu by měl být zvolen na základě věcně ekonomických kritérií. Také analýza grafu je vhodnou možností volby trendové funkce. Bohužel obě varianty jsou subjektivní a je tedy nutné využít rozbor empirických údajů. Nejčastěji se za toto kritérium bere reziduální součet čtverců (Hindls, Hronová a kol., 2007).

Dalším hlediskem členění časových řad, které je důležité pro výběr a odvození adekvátního modelu je jejich rozlišení na časové řady stacionární a nestacionární. Stacionární časová řada je definována jako řada, u které se základní charakteristiky v průběhu času systematicky nemění, neobsahují tedy trend. Pro lepší odhady je žádoucí, aby byly řady stacionární. V případě zjištění nestacionarity je možné k jejímu odstranění možné využít například diferencí, ale tímto způsobem dojde ke ztracení dlouhodobé informace, která je v nestacionárních řadách obsažena. Je tedy vhodnější odhadnout nestacionární časové řady a v případě, že u takto odhadnutých modelů budou rezidua stacionární, je možné tyto modely dále využít. (Chatfield, 2004).

Jednou z možností, jak otestovat nestacionaritu, respektive přítomnost jednotkového kořene je jednorozměrný parametrický test Rozšířený Dickey-Fuller test (ADF test). Tento test zjišťuje přítomnost jednotkového kořene na základě tří modelů A, B, C. Nejjednodušší proces, který obsahuje jednotkový kořen je model náhodné procházky, tzn. Nejjednodušší nestacionární proces, který lze vyjádřit jako  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , kde náhodná složka  $\varepsilon_t$  je bílý šum. Toto představuje model A. Model B obsahuje konstantu ( $\mu$ ) a model C obsahuje konstantu ( $\mu$ ) a trendovou složku ( $t$ ) (Arlt, 1997). Tyto modely jsou definovány následujícím způsobem:

$$\text{model A: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t;$$

$$\text{model B: } \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t;$$

$$\text{model C: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

#### 2.2.4 Cenová transmise

Cenová transmise je charakterizována jako proporce změny ceny vstupu, která je přenášena do ceny výstupu. Cenová transmise se sleduje především v odvětvích zemědělství. V rámci evropské agrární politiky stále roste význam těchto analýz pro potřeby efektivního hospodaření. U cenových přenosů se jedná o symetrickou či asymetrickou cenovou transmisi. Pokud endogenní proměnná reaguje rozdílně na zvýšení a snížení hodnot vysvětlujících proměnných, jedná se o asymetrickou cenovou transmisi. V případě shodných reakcí na zvýšení a snížení jde o symetrickou cenovou transmisi (Cramer a Jensen, 1994).

Analýzu asymetrického chování lze provést pomocí různých modelů. Vhodné jsou čtyři typy modelů, a to Autoregressive Distributed Lag model (ADL), Partial Adjustment Model (PAM), Error (or Equilibrium) Correction Model (ECM) a Regime Switching Model (RSM) (Frey, Manera, 2005).

ADL model je dynamický lineární model, který vznikne přidáním časově posunutých vysvětlovaných nebo vysvětlujících proměnných. V tomto modelu jsou  $p$  posunutí vysvětlované proměnné a  $q$  jsou posunutí vysvětlujících proměnných. Základní ADL model má tvar

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.17)$$

(Arlt, 1999)

Základním číselným vyjádřením intenzity cenového přenosu je koeficient elasticity cenové transmise (EPT – Elasticity of Price Transmission). Pokud jsou dva trhy v rámci jedné komoditní vertikály označeny jako  $i$  a  $j$ , je možné zapsat koeficient cenového přenosu  $EPT_{ij}$  jako

$$EPT_{ij} = \frac{\frac{\partial p_j}{p_j}}{\frac{\partial p_i}{p_i}} = \frac{\partial p_j}{\partial p_i} * \frac{p_i}{p_j}, \quad (2.18)$$

Tento koeficient říká, jak se změní cena na  $j$ -tém trhu při změně ceny na  $i$ -tém trhu o jednotku. Vypočtené koeficienty jsou v této práci uspořádány do matice s tím, že koeficienty na diagonále charakterizují cenový přenos v nabídkovém směru a hodnoty pod diagonále naopak značí cenovou transmisi ve poptávkovém směru. Hodnoty uvedené v matici vyjadřují elasticitu mezitržních cenových přenosů. V případě, že koeficient EPT je roven 0, jde o absolutně neelastickou cenovou transmisi, tedy změna na  $i$ -tém trhu, nepůsobí žádnou změnu na  $j$ -tém trhu. Pokud je koeficient vyšší než 0, ale nižší než 1, jedná se o neelastickou cenovou transmisi, tedy změna na  $i$ -tém trhu, způsobí změnu na  $j$ -tém trhu

o méně než o jednotku. Koeficient roven 1 značí jednotkovou elasticitu cenové transmise. Změna o jednotku na  $i$ -tém trhu způsobí změnu přesně o jednotku na  $j$ -tém trhu. O elastické cenové transmisi je možné hovořit, pokud je koeficient vyšší než 1, v tom případě změna na  $i$ -tém trhu o jednotku způsobí změnu na  $j$ -tém trhu o více než jednotku. Poslední možností může být, že se koeficient blíží nekonečnu, to změna o jednotku na  $i$ -tém trhu způsobí změnu blížící se nekonečnu na  $j$ -tém trhu (Syrovátka, Lechanová, 2005).

## 3 Teoretická východiska

### 3.1 Vymezení pojmů v tržní ekonomice

Základními ekonomickými otázkami trhu je co, jak a pro koho vyrábět. Trh je uspořádání, při kterém na sebe vzájemně působí kupující a prodávající, a to vede ke stanovení množství a cen komodity (Samuelson a Nordhaus, 1991).

Trh je společenská instituce, která je založená na směně zboží. Součástí trhu jsou akty koupě a prodeje které se mohou odehrávat na tržišti, v prodejně nebo kanceláři, zároveň mohou probíhat po telefonu nebo přes počítačovou síť (Sojka a Konečný, 2006).

Trh tvoří prodávající a kupující nějaké služby nebo statku. Některé trhy mají vymezené určité místo a dobu, například při aukci jsou všichni účastníci na jednom určeném místě. Naopak jiné trhy překlenuje velké vzdálenosti a většina účastníků se nikdy nepotká, jako například Newyorská burza cenných papírů (Frank, 1995).

Nabídka je vztah mezi různými cenami zboží a množstvím nabízeným prodávajícími za určité období a rozděluje nabídku na 2 druhy – individuální a tržní. V případě individuální se jedná o množství daného produktu, které je ochotna nabízet jedna firma. Tržní nabídku je možné získat jako souhrn množství nabízeného při daných cenách všemi firmami na trhu (Jureček a kol., 2013).

Mezi determinanty nabídky patří technologie, ceny výrobních faktorů, počet prodávajících, očekávání a počasí. Nabízené množství ovlivňují především výrobní náklady, které závisí na technologiích. Dále platí, že čím více firem daný produkt vyrábí, tím větší bude nabízené množství. Proávající zahrnují svá očekávání do kalkulace nákladů během běžných rozhodnutí o výrobě, například pokud očekávají zvýšení cen v budoucnu, omezí nabídku v současnosti, aby využil budoucích vyšších cen (Frank, 1995).

Poptávku je definovaná jako množství zboží, které jsou kupující ochotni za určitou cenu koupit. Poptávané množství se mění v opačném směru než cena – o tomto vztahu se mluví jako o zákonu klesající poptávky. To znamená, že v případě zvýšení ceny statku jsou kupující ochotní kupovat menší množství a obráceně. Ochotu kupujících ovlivňuje více faktorů, ale cena je rozhodující (Sojka a Konečný, 2006).

Podobně jako nabídka má i poptávka své determinanty. Je jasné, že poptávané množství většiny výrobku a služeb závisí na důchodech spotřebitelů. U takzvaných normálních statků platí, že se zvyšováním důchodů se zvyšuje i poptávané množství. Této



skutečnosti se vymykají takzvané podřadné statky (méně kvalitní), u těch platí, že v případě zvýšení důchodů spotřebitel přejde na jiný kvalitnější substitut. Dalším důležitým faktorem jsou preference spotřebitelů – lidé mají různý vkus, různé preference, které se během života mění. Dále poptávku ovlivňují ceny substitutů a komplementů. Stejně jako v případě nabídky, u poptávky hraje svou roli očekávání spotřebitelů a jejich počet (Frank, 1995).

V tržním mechanismu má klíčovou roli cena. Výrobní faktory, statky a služby, tedy vše, co vystupuje na trhu jako produkt, mají na trhu svou cenu. Tržní cena, která vzniká vzájemným působením nabídky a poptávky splňuje v tržním mechanismu funkci informační, alokační, motivační a diferenciací. Pomocí informační funkce ceny svým poklesem a růstem dávají informaci o vztahu nabídky a poptávky na trzích a tím dávají signál výrobcům ke snížení nebo zvýšení své produkce a spotřebitelé se podle ní optimálně rozhodují. Alokační funkce usměrňuje tok výrobních faktorů do jednotlivých odvětví. Vzhledem k motivační funkci jsou odměněni ti vlastníci výrobních faktorů, kteří reagují na změnu cen průběžně (Jureček a kol., 2013).

Tržní rovnováha nastane, pokud se na trhu vyrovná nabídka s poptávkou, a tedy se množství i cena zboží nemá tendenci měnit (Soukup, 2003).

Na základě milionů aktu směny pomocí tržního mechanismu vytvářejí rovnovážné soustavy cen a ty regulují spotřebu i výrobu. Tržní rovnováha je potom definována jako stav, při kterém jsou prodávající ochotni nabídnout stejné množství určitého statku, jako jsou kupující ochotni koupit a tím je tedy dosaženo rovnovážné ceny (Sojka a Konečný, 2006).

Tržní rovnováha maximalizuje celkový zisk trhu. Totiž v případě, že je dosaženo bodu rovnováhy, nevznikají žádné další transakce, které by zvyšovaly užitek kupujících nebo prodávajících (O'Sullivan a Sheffrin, 2003)

Tržní subjekty se liší tím, co od trhu očekávají. Očekávají co největší prospěch ze směny na trhu, mají odlišnou motivaci a jsou ovlivňovány prostředím. Počty a charaktery subjektů jsou určeny tržní strukturou, prostředím a charakterem trhu. Běžné dělení je na spotřebitele (domácnosti) a výrobce (společnosti) (Kvasničková, 1999).

Tržní struktura může být dokonalá a nedokonalá ve vztahu ke konkurenci. Tržní struktury na základě charakteristik trhu jako jsou bariéry vstupu do odvětví, počet firem v odvětví, velikost vlivu na tržní cenu, druh produktu (Samuelson a Nordhaus, 1991).

## 3.2 Specifika zemědělsko-potravinářského trhu

Zemědělsko-potravinářský trh představuje směnu výrobků prostřednictvím koupě a prodeje, jejich dopravu, skladování, standardizaci, financování a přebírání rizika odběru a prodeje zemědělských a potravinářských výrobků. Pro zemědělsko-potravinářský trh je charakteristická neelastická poptávka po potravinách (potraviny patří mezi nezbytné statky), klesající podíl výdajů domácností na potravinách, klesající podíl zemědělství a HDP a nižší počet pracovníků (Bečvářová, 2001).

Z hlediska odbytových trhů zemědělské a potravinářské produkce se dělí trh na dva typy – trh zemědělských výrobků a trh potravinářských výrobků. Prodávajícím subjektem na trhu zemědělských výrobků jsou výrobci zemědělské suroviny, kupujícími jsou zpracovatelské podniky nebo nákupní organizace a individuální zprostředkovatelé, kteří se stanou prodávajícím subjektem. Na trhu potravinářských výrobků jsou prodávající většinou potravinářských výrobků obchodní organizace, kupujícími jsou spotřebitelé. Určitou část potravinářských produktů spotřebitelům prodávají přímo zemědělské podniky nebo zemědělské organizace (Tvrdoň, 1992).

Bečvářová k již uvedeným trhům přidává ještě další dva, a to naturální trh a surovino-potravinářský trh. Na naturální trhu nedochází ke směně, a to z toho důvodu, že výrobce a spotřebitel jsou totožné osoby. Subjekty se potravinami zásobují sami. Toto je často k vidění u vajec, ovoce a zeleniny, kdy určitá část spotřeby neprochází trhem. Na surovino-potravinářském trhu je zemědělskými výrobci prodávána zemědělská surovina v různém stupni zpracování do potravinářského průmyslu. Tuto surovinu dále upravují spotřebitelé do potravinářského výrobku (Bečvářová, 2001).

### 3.2.1 Trh zemědělských zpracovatelů

V analýzách výrobních vertikál zemědělsko-potravinářského trhu je nutné se věnovat i distribučnímu článku, což jsou zpracovatelské podniky. Podniky, které se zabývají výrobou zemědělských produktů a potravin jsou závislé na vývoji cen jejich produktů, také na situaci na domácím i zahraničním trhu, na kvalitě dostupnosti vstupů do odvětví (Bečvářová, 2002).

Vaněček, Toušek a Pícha popisují tzv. potravinářský marketing, který zpracovatelé v dnešní době velmi využívají. I přes to, že prodávají zboží denní spotřeby je třeba zdůraznit právě jejich produkt a odlišit ho od jiných substitutů. Potravinářský marketing je využíván

především podniky, které podnikají ve složitém a proměnlivém prostředí, kde je silná konkurence (Vaněček, Toušek a Pícha, 2007).

### 3.2.2 Trh zemědělských výrobců

Na rozdíl o jiných autorů Bečvářová uvádí, že v současnosti již nelze mluvit o trhu zemědělských produktů jako o dokonale konkurenčním prostředí, protože se agrobiznis stal integrovanou součástí tržní ekonomiky, která se podílí na výsledném výstupu produkce potravin. Zemědělská výroba je odlišná velkým počtem výrobců, kteří mají malou vyjednávací sílu. Aby výrobci svou pozici upevnili, sdružují se do odbytových družstev, tím si také zajišťují vyšší vyjednávací sílu k jednání se zpracovateli (Bečvářová, 2005).

## 3.3 Význam a charakteristika komodity vepřové maso

V širším pojetí se maso definuje jako všechny části těl živočichů, včetně ryb a bezobratlých v čerstvém nebo upraveném stavu, které se hodí v lidské výživě (tedy i krev, střeva a vnitřnosti). V užší definici je maso chápáno jako kosterní svalovina, a to buď samotná svalová tkáň, nebo svalová tkáň včetně tuku, cév, nervů, vazivových a jiných částí. Maso je považováno za nenahraditelnou součást výživy člověka kvůli obsahu plnohodnotných bílkovin, vitamínů, nenasycených mastných kyselin a minerálních látek (Pipek a Jirotková, 2009).

Lidé jedli vepřové maso v dolním Egyptě již ve 3. tisíciletí př. n. l., zároveň v horním Egyptě bylo prase považováno za jedno z posvátných zvířat. Číňané byli pravděpodobně první, kdo ochutnali pečené vepřové maso. Dle nálezů v Číně byly vepří jedinými domestikovanými zvířaty chovanými pro maso. Vzhledem k tomu, že jsou prasata schopna žít prakticky v každém podnebí, je vepřové maso součástí stravy téměř každé kultury. Výjimkou zůstávají kultury, které konzumaci vepřového masa odmítají z náboženských důvodů (Szlaurová, 2006).

Vepřové maso je nejvíce konzumovaným masem na světě i v České republice. Uplatnění vepřového masa se rozděluje do třech směrů. Jedním z nich je zpracovatelský průmysl, který z této cenově dostupné suroviny vyrábí masné výrobky. Poptávka spotřebitelů po vepřovém mase s vysokou senzoryckou kvalitou je další oblastí jeho uplatnění. Poslední oblastí užití je výroba šunky pomocí suché konzervace pomalými

přírodními postupy. Toto je typické pro Itálii nebo Španělsko a vyžaduje porážku prasat při vysokých hmotnostech 150 – 180 kg (Pipek a Jirotková, 2009).

### 3.4 Charakteristika chovu prasat

Cílem produkce je užítkovost chovu, odchov zdravých dobře vyvinutých selat. Pro produkci masa se řeší produkční vlastnosti, mezi které patří výkrmnost a jatečná hodnota. Výkrmnost se posuzuje podle průměrných denních přírůstků a spotřeby krmiva na kilogram přírůstku živé váhy. Podíl masa a tuku na hlavních masitých částech za studena se označuje jako jatečná hodnota. Výtěžností se označuje poměr jatečně upraveného masa (JUT) za tepla k hmotnosti při porážce. Tato hodnota bývá v průměru 72- 84 %. Podle podílu libového masa v procentech se posuzuje jatečná hodnota (Pulkrábek, 2005).

#### 3.4.1 Masné výrobky

Masné výrobky se dělí na: uzeniny, vařené masné výrobky, pečené masné výrobky, trvanlivé masné výrobky, ostatní masné výrobky, masné konzervy, masné polotovary (Steinhauser, 1995).

Uzení konzervuje a aromatizuje potraviny. V kouři jsou obsaženy antimikrobiální a antioxidační složky, které vznikají spalováním dřeva. Jsou možné tři teploty kouře – studený o teplotě kolem 20 °C, teplý kolem 60 °C a horký kolem 80-90 °C. Z důvodu zdravotní nezávadnosti potravin je nutné je tepelně opracovat (kromě fermentovaných masných výrobků) a to sterilizací nebo pasterizací (Steinhauser, 1995).

Mezi vařené masné výrobky patří produkty, které mají hlavní surovinu vařené maso a droby. To jsou požitelné vnitřnosti a části těl jatečných zvířat, které se oddělí z jatečného těla při opracování do jatečné úpravy. Podle technologického postupu se tyto výrobky dělí na: výrobky z jemně mleté homogenní suroviny (játrové salámy a játrovky), výrobky zrnité (jitrnice, jelita) a hrubě zrnité, ručně krájené (tlačenky) (Steinhauser, 1995).

Za teploty vyšší jak 100 °C se vyrábí pečené masné výrobky. Tyto výrobky obsahují zvýšené množství glycidických přísad (obsah okolo 13 % strouhanka mouka, krupice) (Steinhauser, 1995).

K trvanlivým masným výrobkům se řadí trvanlivé tepelně opracované/neopracované salámy a trvanlivá fermentovaná masa. Z rozmělněného hovězího a vepřového masa a sádla se vyrábí trvanlivé tepelně opracované salámy. Trvanlivé tepelně neopracované výrobky

mají stejný způsob přípravy, jako ty tepelně opracované, ale za velmi přísných hygienických opatření s následným zráním a sušením. Mezi nejstarší masné výrobky patří trvanlivá fermentovaná masa. Jsou vyrobeny z kusového masa a konzervované solením a sušením. Výrobky získávají typické aroma v průběhu zrání a jsou skladovány za pokojové teploty a není nutné je tepelně upravovat (Steinhauser, 1995).

Aspikové masné výrobky jsou charakteristické obsahem želatiny, jako pojiva a jsou řazeny mezi ostatní masné výrobky. Pro tyto produkty je typická nízká kalorická hodnota a vysoký obsah bílkovin. K ostatním masným výrobkům patří dále roztíratelné fermentované salámy obsahující vepřové a hovězí maso v různém stupni rozmělnění (Steinhauser, 1995).

Způsob, jak dlouhodobě uchovat maso a masný výrobek, je výroba konzerv. Maso je v konzervách chlazené a v syrovém stavu a konzervování je prováděno hermetickým uzavřením obalu a sterilizací výrobku (Steinhauser, 1995).

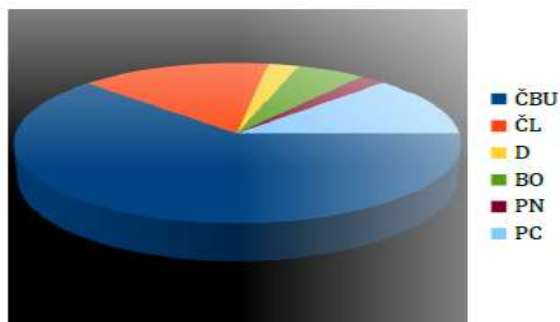
Masné polotovary se dělí na polotovary z mletého a rekonstituovaného masa (tatarský biftek, sekaná pečeně, čevapčiči), porcovaná masa (roštěnka, biftek, kotleta, obalovaný řízek), polotovary z vnitřností (obalovaná játra, játrové knedlíčky) a kombinované polotovary (plněný paprikový lusk, špíz, rolády, španělský ptáček, závitky) (Steinhauser, 1995).

### 3.4.2 Plemena prasat

Plemeno se definuje jako skupina jedinců stejného druhu, která má stejné nejdůležitější tělesné a užitkové vlastnosti, které předávají dále na potomstvo. Plemena je možné rozdělit na mateřskou a otcovskou linii (Pulkrábek, 2005).

Na obrázku č. 1 je vidět struktura populace v plemenné knize k 31. 12. 2017. Je zřejmé, že mezi nejrozšířenější plemena u nás patří České bílé ušlechtilé (ČBU), Česká landrase (ČL) a Přeštické černostrakaté (PC).

Obrázek 1 Struktura populace v plemenné knize



Zdroj: Ročenka SČHP, 2017

Pro mateřská plemena je charakteristická vynikající reprodukce, dále mají výbornou růstovou schopnost, příznivé parametry jatečné hodnoty, lepší odolnost vůči stresu, větší až velký tělesný rámec, pevnou konstituci, dobrou chodivost a klidnější temperament než otcovská plemena. K mateřské linii patří plemena - České bílé ušlechtilé, Česká landrase a Přestické černostrakaté (Staněk, 2009).

Plemeno České bílé ušlechtilé má výborné mateřské vlastnosti a dobrou masnou užitkovost, také má výborné růstové schopnosti při vynikající konverzi živin. Tyto prasata mají větší až velký tělesný rámec, lehčí hlavu a vzpřímené uši. Plemeno je vysoce odolné vůči stresu (Pulkrábek, 2005).

Plemeno Česká landrase jako plemeno se středním až větším tělesným rámcem s narůžovělou, pevnou kůží a bílými, lesklými k tělu přilehlými štětinami (Stupka, Šprysl a Čítek, 2009).

Plemeno Přestické černostrakaté jako plemeno nenáročné, s vysokou schopností přizpůsobení se vnějším podmínkám a s výbornými reprodukčními vlastnostmi. Má střední tělesný rámec a černostrakaté zbarvení (Pulkrábek, 2005).

Staněk charakterizuje otcovskou linii výbornou jatečnou hodnotou s horší plodností než mateřská plemena. Mají velmi dobré růstové schopnosti, vysoký podíl libové svaloviny a dobré zdraví. Prasata z otcovské linie mívají střední až větší tělesný rámec. Za nevýhodu se považuje náročnost na chovné prostředí a citlivost na stres. K otcovské linii patří plemena – Duroc, Hampshire, Pietrain, Belgická Landrase, České výrazně masné a Bílé otcovské (Staněk, 2009).

Duroc je geneticky a fenotypově variabilní univerzální plemeno, které pochází z USA. Má výbornou masnou užitkovost a dobrou růstovou intenzitu při dobré konverzi živin. Plemeno má větší až velký tělesný rámec a je odolné stresu (Pulkrábek, 2005).

Střední až větší tělesný rámec má plemeno Hampshire, které je také velmi odolné vůči stresu. Černé zbarvení s bílým sedlem a jemnými štětinami je charakteristické pro toto plemeno, zároveň má průměrnou plodnost a uspokojivou výkrmnost při nižší konverzi krmiva (Stupka, Šprysl a Čítek, 2009).

Pietrain je plemeno s nižší plodností a nízkou růstovou schopností, ale to je vykompenzováno výbornou jatečnou hodnotou. Plemeno je velmi citlivé na stres, což nepříznivě ovlivňuje kvalitu masa (Stupka, Šprysl a Čítek, 2009).

Plemeno Belgická Landrase je velice náchylné na stres, a to negativně ovlivňuje kvalitu masa. Plemeno má nižší plodnost kvůli výrazné zmasilosti a má přiměřenou růstovou schopnost (Staněk, 2009).

České výrazně masné plemeno je definováno jako výrazně masný užitkový typ, který má střední až větší tělesný rámec a pevnou kostru. Plemeno má dobré růstové schopnosti a jatečnou hodnou, ale nižší reprodukční užitkovost (Pulkrábek, 2005).

Plemeno Bílé otcovské je pouze otcovskou linií Českého bílého ušlechtilého, a tedy se od něj neliší. Má střední až větší tělesný rámec s o něco mohutnější kostrou. Mývá lepší parametry výkrmnosti a jatečné hodnoty. Bývá více osvalené na hřbetu má výraznější mediální rýhu (Staněk, 2009).

### 3.4.3 Výživa a krmení prasat

V současné době jsou používány pro výkrm masní hybridy, tedy kříženci masných plemen. Tyto geneticky prošlechtěná prasata nelze vykrmovat klasicky, ale je nutná výživa pomocí kompletních krmných směsí. Důležitá je především vyrovnanost bílkovinné a energetické hodnoty u krmné dávky. U prasata, které jsou ve výkrmu, je nutné zabezpečit potřebu dusíkatých látek, tedy bílkovin, a také jejich biologickou hodnotu (optimální poměr jednotlivých esenciálních aminokyselin) (Suchý cit. v Steinhauser a kol., 2000).

Náklady na krmiva jsou přes 50 % celkových nákladů vynaložených na chov, proto je nutné věnovat této ekonomické stránce dostatečnou pozornost. Na úrovni výživy a způsobu krmení se odráží hmotnostní přírůstek vykrmovaných prasat, plodnost prasníc, vyrovnanost trhu, schopnost prasníc odchovat daný počet selat a zdraví prasat všech kategorií. Krmiva musí zabezpečit přísun energie a také přísun potřebných živin (Foltýn a Zedníčková, 2010).

### 3.4.4 Složení a stavba vepřového masa

Analytické parametry jednotlivých druhů masa nejvýrazněji neovlivňuje složení vlastního svalu, ale typ a množství okolních tukových a pojivových tkání (Steinhauser a kol., 2000).

Chemické složení masa je významnou jakostní charakteristickou a od té se odvozují další důležité vlastnosti masa – nutriční hodnota, technologické a kulinární vlastnosti, senzorická hodnota, zdravotní bezpečnost (Ingr, 1996).

Chemické složení není možné jednoznačně charakterizovat. Jiné složení se získá u průmyslového masa nebo jatečně opracovaného kusu jako celku než v případě, že se bere v úvahu pouze čistá svalovina, která je zbavena extramuskulárního tuku, šlach, provázek. Libová svalovina je složená z vody, bílkovin, tuků, minerálních látek, vitamínů a extraktivních látek (Pipek, 1995).

Chemické složení u kosterních svalů in vivo, kdy hodnoty obsahu vody přesahovaly 75 %, bílkoviny 19 %, bezdusíkaté extraktivní látky 3,5 % a intramuskulární tuk 2,5 %. Nutriční hodnota je tím vyšší, čím vyšší procentuální podíl libového masa má jatečné prase (Steinhauser a kol., 2000).

### **3.5 Vlivy působící na jakost vepřového masa**

Na jakost vepřového masa působí několik vlivů, které rozdělujeme do vlivů vnitřních (genetických) a vnějších (vlivy prostředí). K jedním z hlavních vlivů patří vliv durhu zvířete, kdy je výrazným znakem druhové příslušnosti barva masa. S užitkovostí masa souvisí vliv plemene a šlechtění zvířat. Na rozdílnosti tvorby a ukládání tuku se podílí především vliv pohlaví zvířete. Kvalitu jatečně opracovaného těla, podíl jednotlivých tkání a složení a vlastnosti masa ovlivňuje především věk zvířete. Důležitým faktorem je také zdravotní stav zvířat, který ovlivňuje příjem a využití krmiv. Velmi podstatným a současně komplexním intravitálním vlivem na jakost masa má výživa zvířat (Ingr, 2004).

### **3.6 Užitkové vlastnosti prasat**

#### **3.6.1 Reprodukční schopnosti prasat**

Jsou dvě skupiny reprodukčních znaků, a to vlastnosti reprodukce a vlastnosti podmiňující přežití selat. Mezi vlastnosti reprodukce zařazuje schopnost prasníc zabřeznout, odchovat velké a zdravé vrhy, počet selat při narození a odstavu, hmotnost selat při narození a odstavu a délku mezidobí. Do druhé skupiny řadí ztráty selat, životaschopnost a životnost (tedy schopnost vrhu dožít se jatečné zralosti). Na obrázku č. 2 jsou vidět faktory, které ovlivňují úroveň intenzity odchovu selat (Vejščík, 2001).



**Obrázek 2 Faktory ovlivňující úroveň intenzity odchovu selat**



Zdroj: Pulkrábek, 2005

Počet vrhů za rok je dán délkou mezidobí, která je optimálně 152 dnů, tedy to vychází na 2,4 vrhu na prasnici na rok. Z důvodu prodloužení servis periody, ale tato hodnota v praxi nebývá dosahována (Hájek, 1992).

Pulkrábek popisuje fyziologickou vlastnost prasnice vyprodukovat ve vrhu určitý počet selat – tedy plodnost. Nízký, ale i vysoký počet selat ve vrhu je považován za nežádoucí. V případě malého počtu selat ve vrhu stoupají náklady na ně. Naopak u vrhů s velkým počtem selat, klesá jejich průměrná hmotnost a tím dochází k vysokým ztrátám během chovu. Existují dva typy plodnost, a to potencionální a skutečná. Potencionální plodností je schopnost prasnice uvolňovat vajíčka během říje, která jsou schopna oplození. Skutečná plodnost je dána počtem živě narozených selat a je vždy nižší než potencionální plodnost. U prasniček je nevhodnější doba k zapouštění ve věku 210-240 dnů, s živou hmotností 120-130 kg. Pravděpodobně z důvodu velikosti dělohy a nižšího počtu ovulovaných vajíček je plodnost v prvních vrzích nižší. Do 4.-5. vrhu plodnost roste a ke snižování dochází již od 6. vrhu, kdy se zvyšuje počet mrtvě narozených selat. Doba mezi jednotlivými vrhy (délka mezidobí) bývá optimálně 150-160 dnů a v případě jejího zkracování dochází ke zvyšování nároků na výživu. Je nutné brát v úvahu také plodnost kanců (Pulkrábek, 2005).

Plodnost kanců narůstá s věkem a nevyšší úrovně dosahuje ve věku 18-30 měsíců. Plodnost kanců je dána oplozovací dispozicí a oplozovací schopností vyprodukovaného ejakulátu (Žižlavský, 2002).

Wähner vysvětluje, že postnatální mortalitu selat ovlivňuje nejen péče o narozená selata, ale také vyrovnanost a velikost vrhu. Jak již bylo uvedeno, v případě velkého počtu

selat ve vrhu, klesá jejich hmotnost a selata buď nepřežívají nebo mají sníženou růstovou schopnost. Ideální porodní váha by měla být 1600-1700 gramů. Postnatální mortalitu také ovlivňuje mateřské chování prasnic, tedy to, jak se prasnice chová před porodem, během porodu a v průběhu sání selat (Wähner, 2010).

### 3.6.2 Produkční schopnosti prasat

K produkčním schopnostem patří výkrmnost a jatečná hodnota. Jako výkrmnost je označovaná schopnost zvířete vytvářet z přijaté potravy maso a tuk. Tyto změny mohou být kvantitativní nebo kvalitativní. Mezi kvantitativní řadí přírůstek hmotnosti nebo změnu tělesných rozměrů, tedy růst. Ke kvalitativním patří změny v tělesné stavbě, tvaru, vývinu orgánů a tkání do plného funkčního stavu, tedy vývin. Výkrmnost je vyjádřena průměrným denním přírůstkem za život nebo dobu výkrmu a konverzí krmiva (spotřeba na jednotku přírůstku). Je logické, že výkrmnost ovlivňuje několik faktorů, a to vnitřní a vnější. K těm vnitřním se řadí dědičnost, hormonální činnost (základní podmínka pro růst a vývin), metody plemenitby a pohlaví. Do těch vnějších patří výživa, mikroklima a ustájení (Stupka, Šprysl a Čítek, 2009).

Jatečnou hodnotu tvoří množství a jakost produktů získaných zpracováním jatečných prasat po jejich porážce. Jatečná výtěžnost je poměr jatečně upraveného těla za tepla k porážkové hmotnosti. S rostoucí hmotností výtěžnost narůstá a pohybuje se mezi 72-84 %. Jatečná hmotnost je hmotnost jatečně upraveného těla (JUT), tedy hmotnost dvou k sobě náležejících půlek s hlavou a kůží, bez štětín, bez očních a ušních výkrojů, bez mozku, míchy, jazyka, bránice, jazyka, bránice, bráničního pilíře, ledvin, plsti, pohlavních orgánů, špárků, orgánů dutiny hrudní, břišní a pánevní vyňatých i s přirostlým tukem. Ve vychladlém stavu (24 hodin po porážce) výtěžnost bývá nižší obvykle o 2 %. Jako kvalitativní znaky jatečné hodnoty jsou uváděny především světlost barvy masa, jeho šťavnatost, křehkost, mramorování, tloušťka svalových vláken, vaznost, chuť a vůně. Také jatečnou hodnotu ovlivňují vnitřní a vnější faktory. Mezi ty vnitřní je řazená dědičnost, pohlaví, věk a hmotnost. Mezi ty vnější patří výživa a teplota (Pulkrábek, 2005).

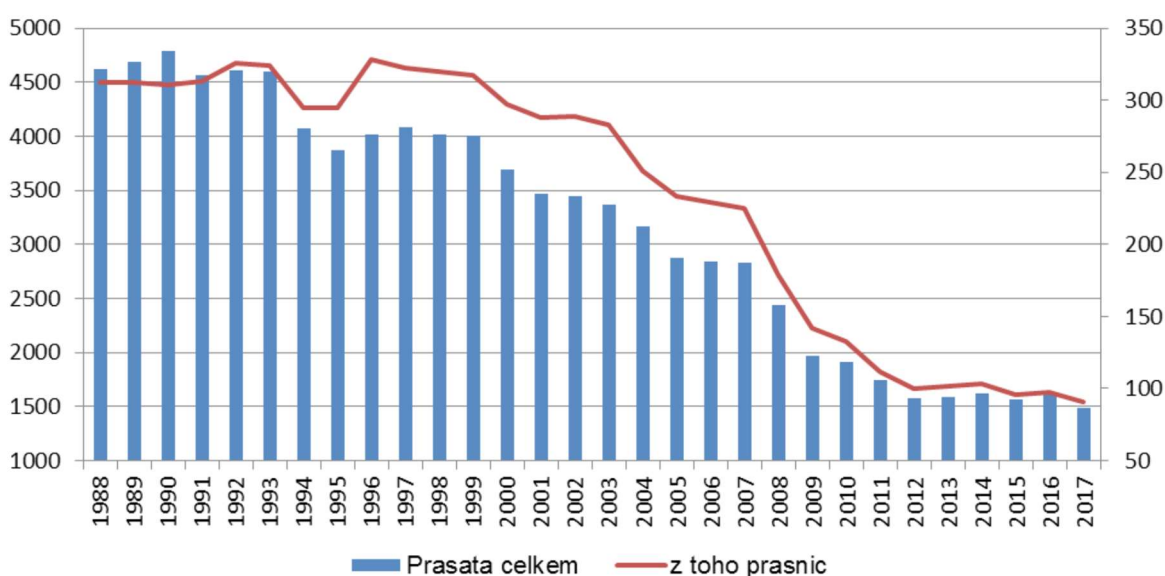
## 3.7 Aktuální situace na trhu s vepřovým masem

Situace na trhu s vepřovým masem je dána především počty prasat a faktory, které je ovlivňují. Je také samozřejmě výsledkem střetu nabídky a poptávky. V České republice

je nyní trend dynamicky se zlepšujících reprodukčních ukazatelů, kdy se řadíme mezi chovatelsky vyspělé země. Pokles evropských cen zemědělských výrobců jatečných prasat nepříznivě ovlivnil chov prasat v roce 2016 (Situační a výhledová zpráva – Vepřové maso, 2017).

V grafu č. 1 je vidět vývoj stavů prasat a prasnic v České republice v letech 1988-2017 v tis. ks. V roce 2016 došlo k poklesu oproti předchozímu roku o 4,9 % v případě prasat a o 5,2 % v případě prasnic. Díky osvěžení cen zemědělských výrobců jatečných prasat došlo začátkem roku 2017 opět k navýšení.

**Graf 1 Vývoj stavů prasat a prasnic v ČR v letech 1988-2017 (tis. ks.)**



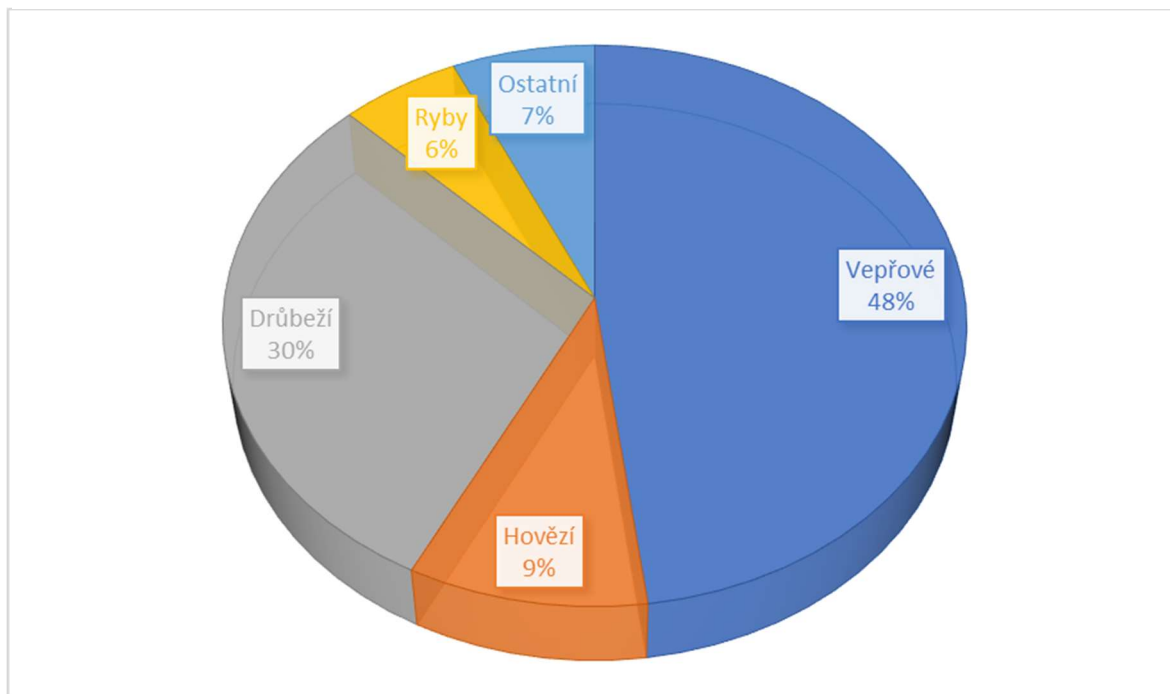
Zdroj: Situační a výhledová zpráva – vepřové maso, 2017

Vzhledem k příznivé dotační podpoře státu se ekonomická rentabilita chovu prasat v posledních letech zlepšuje. To dokazuje, že dlouhodobý pokles byl nahrazen setrvalým stavem či mírným růstem. Výroba jatečných prasat v roce 2017 mírně poklesla, ale porážková hmotnost rostla a přesáhla 118 kilogramů živé hmotnosti, také rostl podíl libového masa, který byl necelých 59 % (Svaz chovatelů prasat, 2017).

Ve spotřebě vepřového masa patří Česká republika v Evropě k výjimkám. Oproti trendu v evropských zemích, kde se podíl spotřeby vepřového masa snižuje, v České republice zůstává stabilní již dlouhou dobu. Díky navýšení ekonomické prosperity se konzumace všech mas v předloňském roce zvýšila a v roce 2017 se prakticky nezměnila. Vepřové maso má na spotřebě masa nejvyšší podíl již dlouhodobě, v roce 2017 to bylo

48 %, další následovalo drůbeží maso s 30 % a ostatní masa mají mnohem nižší podíly, což je viditelné v grafu č. 2 (Svaz chovatelů prasat, 2017).

**Graf 2 Podíl jednotlivých druhů mas na celkové spotřebě masa v ČR (v %/rok)**



Zdroj: Ročenka Svazu chovatelů prasat, 2017

Dle databáze ústřední evidence zvířat na území České republiky bylo na konci roku 2016 registrováni 2 964 hospodářství s chovem prasat a 1747 hospodářství s chovem prasnic. Stav prasnic oproti roku 2015 poklesl o 2,4 %. V reprodukčních ukazatelích se řadí Česká republika k vyspělým evropským zemím. Oproti roku 2015 bylo narozeno o 5,4 % více selete na 1 prasnici a o 4,9 % více odchováno. V meziročním srovnání byl zaznamenán nárůst vývozů o 8,3 %, ale zároveň také nárůst dovozů o 4,6 %.

### 3.8 Hodnocení jakosti vepřového masa – SEUROP

K hodnocení jakosti poražených hospodářských zvířat se využívá systém SEUROP. U hodnocení jatečných prasat došlo v Evropě i u nás dlouholetým vývojem. Původně šlo o nákup v živém, další byl nákup na pevno v mase a posledním vývojovým krokem byl systém SEUROP. Tento systém byl v zemích Evropské Unie zaveden již v roce 1984 jako jednotné klasifikační schéma. Po porážce je nejdříve nutné určení přejímací hmotnosti, která se zjišťuje vážením v teplém stavu, okamžitě po ukončení veterinární prohlídky, a to nejdéle do 45 minut od provedení vykrvovacího vpichu. Následně se podle zmasilosti jatečně upravené tělo (JUT) zařadí do některé ze tříd SEUROP systému. Na základě pomocných

rozměrů se odhade podíl svaloviny v JUT na základě tloušťky masa a sádla. V tabulce č. 1 je vidět rozdělení do 6 skupin SEUROP systému (Pulkrábek, 2005).

**Tabulka 1 Podíl svaloviny v % v JUT s přejímací hmotností od 60 do 120 kg**

<b>Obchodní třída</b>	<b>Požadavky</b>
S	60 % a více
E	55 - 59,9 %
U	50 – 54,9 %
R	45 – 49,9 %
O	40 – 44,9 %
P	Méně než 40 %

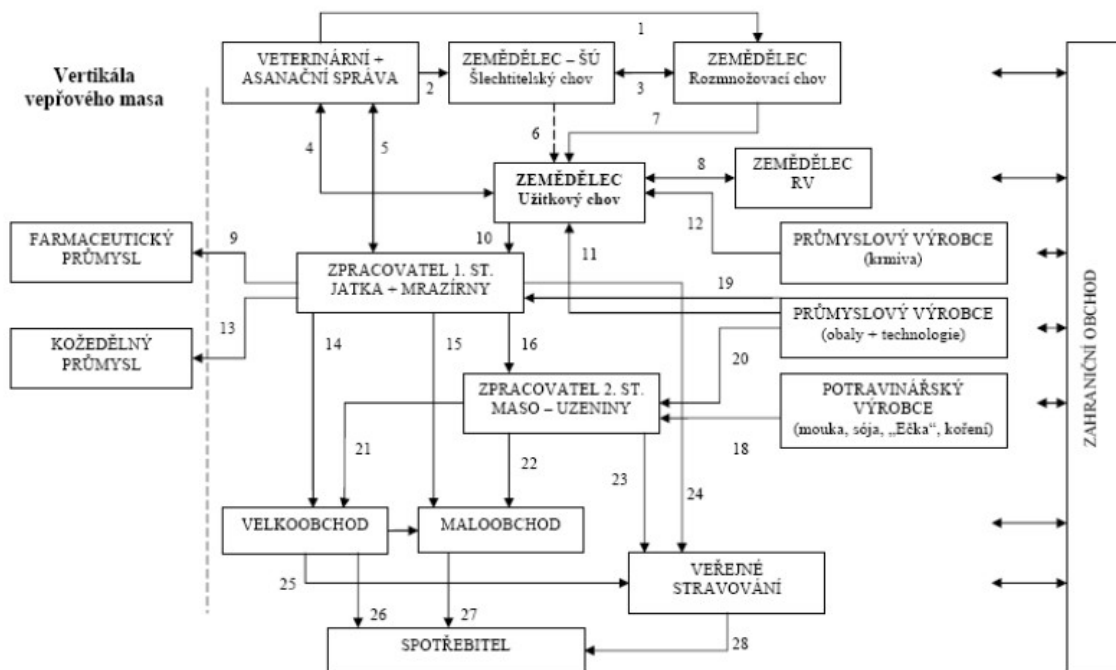
Zdroj: Pulkrábek, 2005

### **3.9 Charakteristika vertikály vepřového masa v České republice**

Na tři základní dílčí trhy je možné rozdělit vertikálu vepřového masa v České republice, a to na zemědělský trh, potravinářský trh a spotřebitelský trh. Zároveň je možné k dílčím trhům zařadit také trh výrobních faktorů, tedy trh vstupů do výroby. Tržní úspěšnost podniků je ovlivněna zdravotní nezávadností, kvalitou jednotlivých partií a cenou masa. Na obrázku číslo 3 je viditelná kompletní vertikála vepřového masa (Bečvářová, 2005).

V první fázi komoditního řetězce se nacházejí zemědělci, jako chovatelé jatečných prasat. Po jejich výkrmu se živá prasata odvázejí na jatka, kde jsou porážena, což je 1. fáze zpracování. Jatečná těla následně putují do bouráren masa, tam je rozděleno podle jednotlivých partií masa. V další fázi zpracování je maso upravováno v masokombinátech, odkud se pomocí obchodních sítí dostává ke konečnému spotřebiteli (Bečvářová, 2005).

Obrázek 3 Vertikála vepřového masa



Zdroj: ŠOBROVÁ, L. – MALÝ. M. *Analýza vztahů ve vertikále vepřového masa*. Praha: Sborník z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XVII. PEF ČZU, 2008. ISBN 978-80-213-1813-7.

Vazby ve vertikále: 1,2) veterinární toky; 3) transfer šlechtitelského materiálu; 4,5) veterinární + asanační výkony; 6) genetický materiál; 7) vstupy do chovu; 8) krmiva, kejda; 9) zpracování hypofýzy, pankreasu, krve a žaludku pro farmaceutické účely; 10) jatečné kusy; 11) transfer technologií; 12) průmyslová krmiva; 13) zpracování kůže a dalších nemasných výstupů; 14,15,24) výsekové maso + polotovary; 16) zpracování masa; 18) suroviny pro masné výrobky; 19,20) transfer obalů a technologií; 21,22,23) hotové maso-uzenářské výrobky a polotovary; 25,26,27,28) konečné výstupy masných produktů; \*\*\*) do vertikály plynule vstupují transfery zahraničního obchodu.

Střet zemědělských prvovýrobců a zpracovatelských podniků se odehrává na zemědělském trhu. Zemědělství prvovýrobců jsou ovlivněny především dostupností a cenou krmiva. V případě vysokých cen krmiva a nízkých cen zemědělských výrobců dochází k vytváření důvodu k exportu jatečných prasat do jiných zemí. Tím vzniká snižování nabídky místní produkce pro zpracovatelské podniky, a naopak se vytváří podmínky pro import jatečných prasat (Tamáš, 2012).

Na potravinářském trhu dochází ke středu nabídky zpracovatelů a poptávky velkoobchodů (maloobchodů). A na spotřebitelském trhu se střetává nabídka obchodních řetězců a poptávka konečného spotřebitele (Bečvářová, 2005).

Zemědělský trh lze považovat za dokonale konkurenční na rozdíl od trhu zpracovatelského, který je nedokonale konkurenční. Tedy je převaha tržní síly na straně zpracovatelského trhu, což způsobuje zhoršování pozice zemědělců. Historicky se v zemědělství uplatňoval tzv. nabídkově orientovaný typ komoditního řetězce. Prvovýroba byla chápána jako nejdůležitější složka výrobní vertikály a primární nabídka určovala podmínky na trhu. To bylo způsobeno především tím, že dříve pracoval v zemědělství velký podíl populace (Bečvářová, 2005).

V České republice má vepřové maso důležité postavení ve stravování obyvatel a je také viditelná změna preferencí spotřebitelů od „nezdravých“ částí jatečného trupu (př. vepřový bok) k „zdravým“ a kvalitním částem, jako je vepřová kýta, která obsahuje méně tuku (Tamáš, 2012).

### **3.10 Cenová transmise v rámci vertikály vepřového masa**

Jedním z klíčových kritérií zkoumání vlivu zavedení nových opatření agrární politiky je právě cenový přenos. Cenový přenos umožňuje zajištění vývoje tržní struktury a vztahů určité komoditní vertikály vyvolané vstupem strategického partnera nebo spojením firem existujících na současném agrárním trhu. Také státní ingerence, které mohou být spojeny s politikou v oblasti daňové ovlivňující cenový přesnost mezi články komoditní vertikály, mají výrazný vliv na cenový přenos. Zkoumání cenové transmise udává, jaký podíl změny vstupu se promítne do ceny výstupu. V mnoha odvětví byly pozorovány následující jevy. Jedním u nich je, že růst ceny se téměř vždy promítne do ceny výstupu a poklesy ceny vstupů následují pouze částečné poklesy cen výstupu (Peltzman, 2000).

Přenos cen je v rámci řetězce neúplný, pokud se u článků komoditních řetězců projevuje nedokonalé konkurenční prostředí. Competition Commission z Velké Británie, prováděla výzkum, ze kterého vyplývá, že tržní síla obchodních řetězců je odrážena asymetrickým přenosem cenové změny. Tedy snížení ceny u zemědělského výrobce neznamená přenos v plné hodnotě do konečné ceny spotřebitele. Tento nedokonalý přenos způsobuje situace, ve kterých není spotřebitel plně schopný využít užitku, který přináší pokles cen u zemědělských výrobců (Mc Corrison, 2001).

Lechanová (2006) se ve své práci zabývala analýzou poptávkových a nabídkových šoků a jejich vlivem na cenové přenosy ve vertikále masa v České republice. V práci jsou zkoumány cenové přenosy jak u vepřového masa, tak také hovězího a drůbežího. Cílem v této práci bylo vysvětlení asymetrie cenové transmise ve vybraných výrobních vertikálách. Práce má tři části, v první z nich by zkoumána pomocí hodnot pružnosti cenové transmise tržní struktura. Dále byly analyzovány pozitivní a negativní změny cen. Poslední část byla zaměřena na analýzu časového zpoždění a jeho vliv na cenovou transmisi v daných komoditních vertikálách. Došla k závěru, že u cenových přenosů mezi cenou zemědělského výrobce a cenou průmyslového výrobce ukázaly koeficienty pružnosti spíše na nepružné reakce ve všech analyzovaných vertikálách, a to jak v případě nabídkových, tak i poptávkových šoků. U přenosů mezi cenou průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenou bylo také prokázáno neelastické chování v případě nabídkových šoků, ale u poptávkových šoků se ukázalo elastické chování. V práci byl také prokázán předpoklad, že reakce na pokles ceny je nižší než reakce na její růst. V případě vepřového masa byl tento předpoklad pro přenosy mezi všemi cenami.

Analýzou cenové transmise v zemědělsko-potravinářské vertikále vepřového masa se také zabývá Čechura a Šobrová (2008). Z jejich výsledků plyne, že zemědělsko-potravinářská vertikála vepřového masa v České republice má charakter poptávkově řízené vertikály. ADF testem bylo prokázáno, že časové řady ceny zemědělských výrobců a ceny průmyslových výrobců jsou nestacionární, a tedy obsahují trend. Byl prokázán dlouhodobý vztah mezi cenou zemědělského výrobce a cenou průmyslového výrobce.

Skopal (2012) ve své diplomové práci prováděl průzkum ohledně vývoje cen a cenových hladin v rámci komoditní vertikály agrobyznysu. U vepřové kýty bylo zjištěno, že zpracovatelská marže výrazně klesá vlivem silnějšího postavení obchodních řetězců, které tlačí ceny dolů. Naopak u vepřového boku cenové rozpětí dlouhodobě stoupá v důsledku úspěšného prosazení oligopsonního postavení zpracovatelů vůči zemědělským producentům v souvislosti s nižším tlakem obchodních řetězců na pokles ceny jejich vstupů. V této práci je potvrzeno, že subjekty na spotřebitelském trhu reagují nesymetricky na změny cen průmyslových výrobců. Naopak v poptávkovém směru spotřebitelské ceny vykazují elastickou cenovou transmisi na předcházející trhy vertikály.

Pelaj (2016) také ve své diplomové práci zkoumá cenový vývoj na trzích výrobní vertikály vepřového masa v České republice. Z výsledků této práce je patrné, že podniky,



které jsou na vyšších stupních výrobní vertikály zvyšují svůj zisk na úkor podniků v nižších stupních a v budoucnu lze očekávat budoucí posilování tohoto trendu. Uvedené modely také prokazují vysokou sezónnost u spotřebitelské ceny a ceny průmyslových výrobců.

Cenové relace v komoditní vertikále zkoumá také Pokorná (2018). Došla k závěru, že v nabídkovém směru je cenový přenos vždy neelastický. Také bylo prokázáno, že je cenový přenos na prvním stupni komoditního řetězce asymetrický. Záporná změna ceny je přenášena na další fáze komoditního řetězce s vepřovým masem nižší mírou, než je tomu u růstu cen, tedy u kladných změn cen.

## 4 Vlastní práce

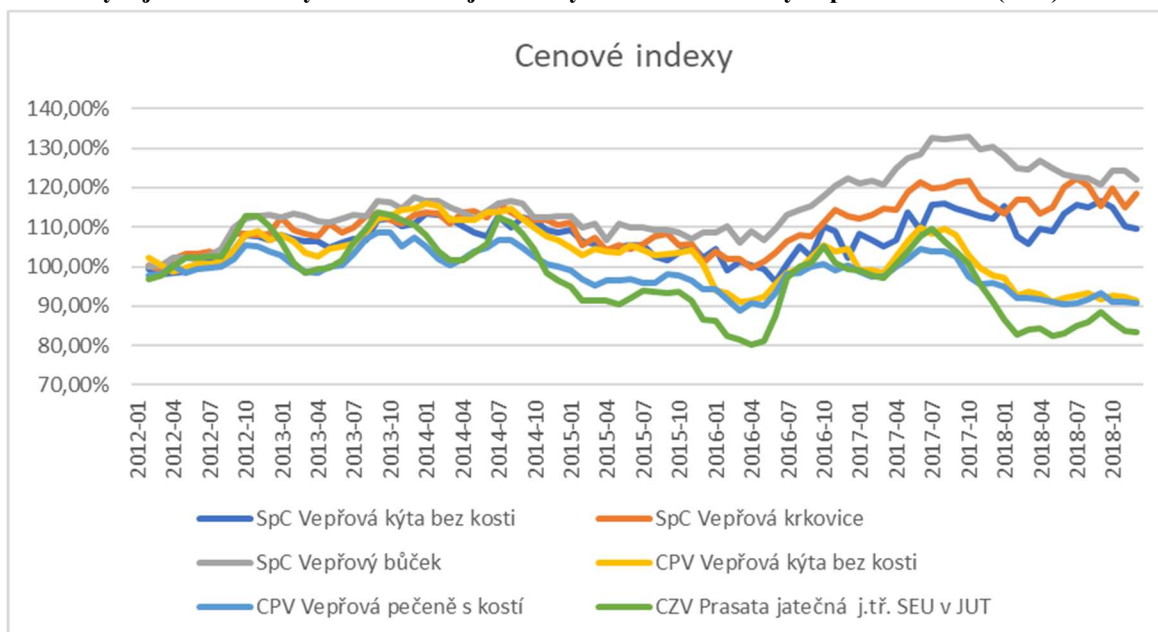
### 4.1 Vývoj cenových hladin vepřového masa v České republice

V rámci České republiky je možné hodnotit vývoj cen a cenových hladin na navazujících trzích, tedy na úrovni cen zemědělských výrobců (CZV), cen průmyslových výrobců (CPV) a spotřebitelských cen (SpC). V rámci nabídkově i poptávkově orientovaného přístupu jsou ceny velmi úzce provázány. U nabídkově orientovaného přístupu je CZV původním determinantem, který ovlivňuje CPV a ta následně ovlivňuje SpC. U poptávkově orientovaného přístupu je základní úrovní SpC, která významně určuje CPV a ta vymezuje hladinu CZV. Oba přístupy jsou na současném trhu úzce provázány a to způsobuje cenové kolísání.

Pro tuto práci byli vybráni reprezentanti vertikály vepřového masa, u nichž byla provedena analýza cenových hladin na zemědělském, potravinářském a spotřebitelském trhu. V rámci spotřebitelského trhu byly vybrány produkty vepřová kýta bez kosti, vepřová krkovice a vepřový bůček. Na trhu průmyslových výrobců byla vybrána cena za vepřovou kýtu bez kosti a vepřovou pečení s kostí a na trhu zemědělském byla zvolena cena jatečných prasat jatečných tříd SEU v JUT.

V grafu č. 3 je zpracovaný vývoj hladin cenových indexů, ze kterého je patrné, že v první polovině sledovaného období cenová hladina spotřebitelských cen z větší části kopírovala ceny průmyslových výrobců a ceny zemědělských výrobců. O roku 2015 se cenové hladiny začaly na jednotlivých trzích rozcházet a rozdíl se do konce sledovaného období jen zvětšovaly. Spotřebitelské ceny se na konci sledovaného období oproti roku 2012 spíše zvyšovaly, a naopak ceny zemědělských výrobců a ceny průmyslových výrobců se oproti začátku sledovaného období snižovaly.

**Graf 3 Vývoj hladin cenových indexů na jednotlivých trzích komodity vepřového masa (v %)**



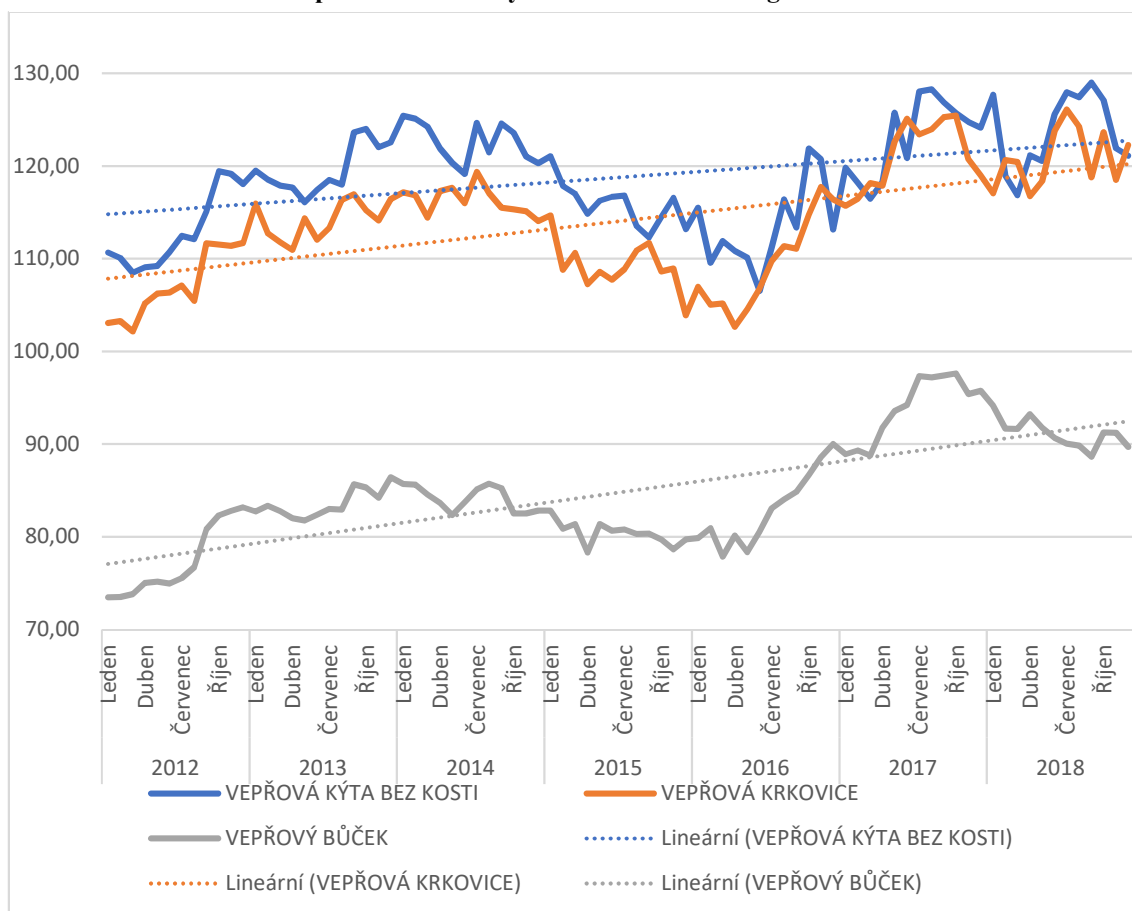
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

#### 4.1.1 Vývoj spotřebitelských cen vybraných partií vepřového masa

V příloze č. 1 jsou vidět měsíční spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti, vepřové krkovice a vepřového bůčku v letech 2012 – 2018. Na základě těchto dat byl vytvořen graf č. 4. Cena vepřové kýty bez kosti se v posledních 7 letech pohybovala v rozmezí 106,50 Kč/kg až 128,99 Kč/kg, kdy nejnižší cena byla v červnu 2016 a nejvyšší cena v září 2018. Nejnižší cena vepřové krkovice byla 102,14 Kč/kg a to v březnu 2012 a nejvyšší cena byla 126,09 Kč/kg v červenci 2018. V lednu 2012 byla nejnižší cena vepřového bůčku 73,47 Kč/kg a v říjnu 2017 pak byla nejvyšší cena 97,62 Kč/kg.

Již grafickou metodou je možné předpokládat, že časové řady budou obsahovat trend, a tedy budou nestacionární. Je tedy nutné zjistit, zda časové řady obsahují deterministický nebo stochastický trend. To bude otestováno na základě trendových funkcí. Ve všech případech bylo na základě testování pomocí softwaru Gretl zjištěno, že všechny tři časové řady spotřebitelských cen vykazují deterministický trend.

**Graf 4 Průměrné měsíční spotřebitelské ceny za ČR celkem v Kč/kg**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Vzhledem k tomu, že práce s časovými řadami, jež pro odhad parametrů používají metodu nejmenších čtverců, vyžaduje slabou stacionaritu, je za potřebí otestovat řady testem jednotkového kořene, který vyhodnotí stacionaritu či případnou nestacionaritu. V případě současného modelování stacionárních a nestacionárních řad by mohlo dojít ke zdánlivé regresi. Pro testování stacionarity bude tedy proveden parametrický Dickey-Fullerův test. Výsledky tohoto testu jsou viditelné v tabulce č. 2, z těch je patrné, že jsou opravdu řady nestacionární.

**Tabulka 2 ADF test pro spotřebitelské ceny**

Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Vepřová kýta bez kosti	0,2119	0,2150
Vepřová krkovice	0,3351	0,5144
Vepřový bůček	0,3925	0,7413

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Časové řady jsou integrovány řádem I(1) a můžeme je použít k další analýze. Výsledky ADF testu pro první diference jsou vidět v tabulce č. 3. Z uvedených výsledků je patrné, že diferencované řady jsou již stacionární.

**Tabulka 3 ADF test pro první diference spotřebitelských cen**

Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Vepřová kýta bez kosti	<0,0001	0,0001
Věpřová krkovice	0,0001	<0,0001
Vepřový bůček	<0,0001	<0,0001

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

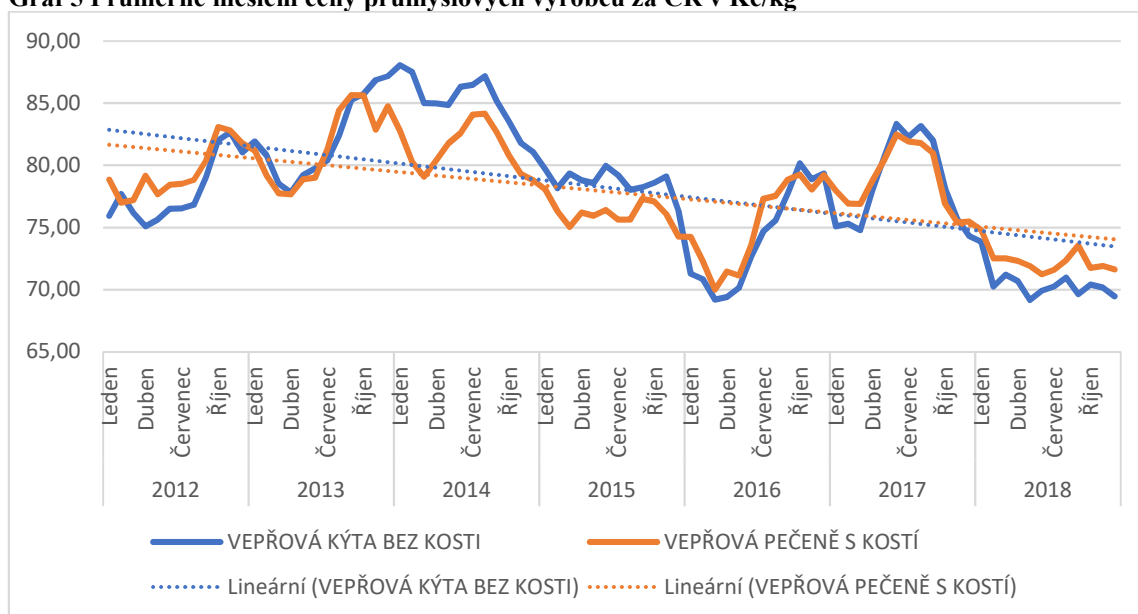
V dalším kroku bude testován výskyt sezónnosti, pomocí dosazení dummy proměnných. Jednu dummy proměnnou je nutné vynechat kvůli závislosti umělých proměnných na konstantě, což by způsobilo perfektní multikolinearitu. Výsledky testování jsou vidět v příloze č. 2, kde žádná umělá proměnná není statisticky významná. A tedy ani u jedné spotřebitelské ceny není prokázána konstantní ani proporcionální sezónnost.

V příloze č. 3 jsou vidět řetězové indexy spotřebitelských cen. Z tabulky je patrné, že jsou indexy v rámci jednotlivých partií vyrovnané. U vepřové kýty bez kosti se řetězové indexy pohybovaly mezi 93,21 % a 107,53 %, největší pokles byl v únoru 2018 a největší nárůst byl v říjnu 2016. Řetězové indexy vepřové krkovice byly v posledních 7 letech mezi 94,88 % a 105,89 %, cena klesla nejvíce v únoru 2015 a nejvíce se oproti minulému období zvýšila v září 2012. U vepřového bůčku se hodnoty pohybovaly podobně od 96,23 % do 105,32 %, kdy největší nárůst byl zaznamenán také v září 2012 a nejvyšší pokles byl v březnu 2016. Také průměrné tempo růstu je u všech partií podobné a to kladné. U vepřové krkovice je průměrné tempo přírůstku 0,21 % a u vepřového bůčku to je 0,24 %. Pouze průměrné tempo přírůstku u vepřové kýty bez kosti je nižší než u ostatních partií 0,11 %.

#### 4.1.2 Vývoj cen průmyslových výrobců vybraných partií vepřového masa

V příloze č. 4 jsou vidět ceny průmyslových výrobců v korunách za 1 kilogram vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí. Z těchto dat byl vytvořen graf č. 5, z kterého je patrné, že ceny obou partií byly v posledních 7 letech velmi podobné. U vepřové kýty bez kosti se ceny pohybovaly mezi 69,16 Kč/kg a 88,06 Kč/kg. Nejnižší cena byla v květnu 2018 a nejvyšší v lednu 2014. U vepřové pečeně s kostí byla nejnižší cena 69,99 Kč/kg v březnu 2016 a nejvyšší cena byla v září 2013 a to 85,65 Kč/kg.

**Graf 5 Průměrné měsíční ceny průmyslových výrobců za ČR v Kč/kg**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Z analýzy grafu č. 5 je možné pozorovat trend, ale v tomto případě klesající, zároveň jsou zde vidět relativně velké výkyvy. Od července 2013 do října 2014 se obě ceny pohybovaly na nejvyšší úrovni, a to obě přes 80 Kč/kg. Naopak velký pokles cen byl v březnu a dubnu roku 2016, kde naopak obě ceny klesly pod 70 Kč/kg. Přes 80 Kč/kg se ceny dostaly znovu v květnu 2017, ale od září 2017 ceny víceméně až na pár výjimek klesají.

Výsledky testování na přítomnost sezónnosti jsou v příloze č. 5. Z nich je patrné, že u vepřové kýty bez kosti se nevyskytuje konstantní ani proporcionální trend. Naopak u vepřové pečeně statisticky významný konstantní trend ve 3. období. Po dosažení časového vektoru do modelu k cenám průmyslového výrobce, bylo opět prokázáno, že obě časové řady obsahují deterministický trend. Výsledky ADF testu jsou v tabulce č. 4, z které je patrné, že i tyto časové řady jsou nestacionární a obsahují trend.

**Tabulka 4 ADF test pro ceny průmyslových výrobců**

Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Vepřová kýta bez kosti	0,2826	0,1280
Vepřová pečeně s kostí	0,2436	0,0872

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Výsledky znovu provedeného ADF testu pro první diference daných časových řad jsou v tabulce č. 5. Také v tomto případě způsobily první diference stacionaritu časových řad.

**Tabulka 5 ADF test pro první diference cen průmyslových výrobců**

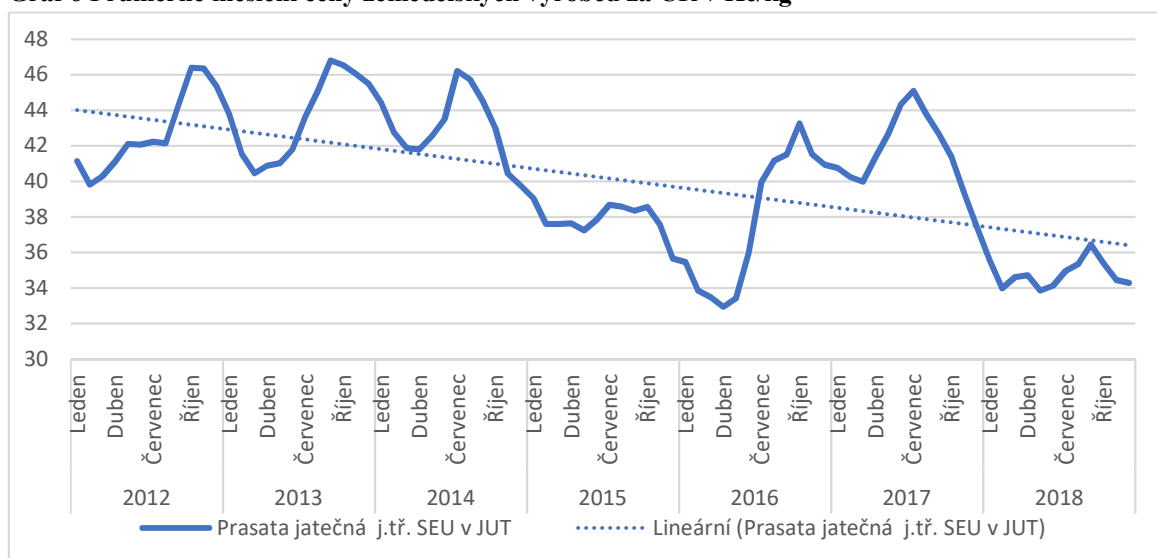
Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Vepřová kýta bez kostí	<0,0001	<0,0001
Vepřová pečeně s kostí	<0,0001	<0,0001

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V příloze č. 7 jsou vidět řetězové indexy cen průmyslových výrobců. Opět platí, že jsou indexy v rámci jednotlivých partií vyrovnané. U vepřové kýty bez kostí se řetězové indexy pohybovaly mezi 93,41 % a 104,29 %, největší pokles byl v lednu 2016 a největší nárůst byl v dubnu 2017. U vepřové pečeně se hodnoty pohybovaly podobně od 94,96 % do 105,04 %, kdy největší nárůst byl zaznamenán také v červenci 2016 a nejvyšší pokles byl v říjnu 2017. Jak je patrné z předchozího grafu č. 5, trend je opravdu klesající, a tedy i průměrné tempo přírůstku je klesající a u obou partií velmi podobné. Průměrné tempo přírůstku je u vepřové kýty bez kostí je -0,11 % a u vepřové pečeně s kostí -0,12 %.

#### 4.1.3 Vývoj cen zemědělských výrobců u jatečných prasat

V příloze č. 7 jsou vidět ceny zemědělských výrobců v korunách za 1 kilogram jatečného prasete ve skupinách SEU podle systému SEUROP, tedy se podíl svaloviny v jatečně upraveném těle pohybuje od 54,9 % a více. Z těchto dat byl vytvořen graf č. 6, z kterého je patrné, že u cen zemědělských výrobců jsou relativně velké výkyvy v průběhu posledních 7 let. Ceny zemědělských výrobců se pohybovaly o mezi 32,94 Kč/kg a 46,81 Kč/kg. Nejvyšší cena byla v září 2013 a nejnižší v dubnu 2016.

**Graf 6 Průměrné měsíční ceny zemědělských výrobců za ČR v Kč/kg**

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

V příloze č. 8 jsou výsledky testování přítomnosti konstantní a proporcionální sezónnosti, která u ceny zemědělského výrobce nebyla prokázána. Z grafu č. 6 je také patrný klesající trend a ten byl i pomocí dosazení časového vektoru prokázán jako deterministický. U časové řady ceny zemědělského výrobce byla také prokázána nestacionarita, která je patrná z výsledků ADF testu v tabulce č. 6.

**Tabulka 6 ADF test pro ceny zemědělských výrobců**

Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	0,5896	0,1428

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Pro odstranění trendu byly provedeny první diference a ty znovu otestovány ADF testem, jehož výsledky jsou v tabulce č. 7 a již prokazují, že v této podobě jsou časové řady stacionární.

**Tabulka 7 ADF test pro první diference cen zemědělských výrobců**

Produkt	p-hodnota	
	test s konstantou	test s konstantou a trendem
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	<0,0001	<0,0001

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V příloze č. 9 jsou uvedené řetězové indexy ceny zemědělských výrobců. Řetězové indexy pohybovali od 94,07 % do 111,03 %, kdy největší vzestup oproti minulému období byl v červenci 2016 a největší pokles byl v listopadu 2014. Průměrné tempo přírůstku je -0,22 %, tedy také klesající jako u cen průmyslových výrobců, ale oproti těmto cenám, je průměrný pokles téměř dvojnásobný.

## 4.2 Hodnocení vztahů mezi cenami vepřového masa na různých úrovních komoditní vertikály

V modelech pro hodnocení vztahů mezi cenami vepřového masa na různých úrovních komoditní vertikály bylo vyzkoušeno několik řádů zpoždění vysvětlujících i vysvětlovaných proměnných, které byly následně hodnoceny na základě statistické průkaznosti a zároveň podle informačních kritérií. V následujících kapitolách bude popsán výsledek, který plyne z těchto modelů.

Vzhledem k tomu, že v předchozí kapitole byla prokázána u všech zkoumaných časových řad nestacionarita, je nutné použít časové řady prvních diferencí, které jsou již stacionární. Zároveň tedy byly první diference testovány na přítomnost sezónnosti. Spotřebitelská cena vepřové kýty bez kosti byla jediná, kde nebyla žádná z dummy



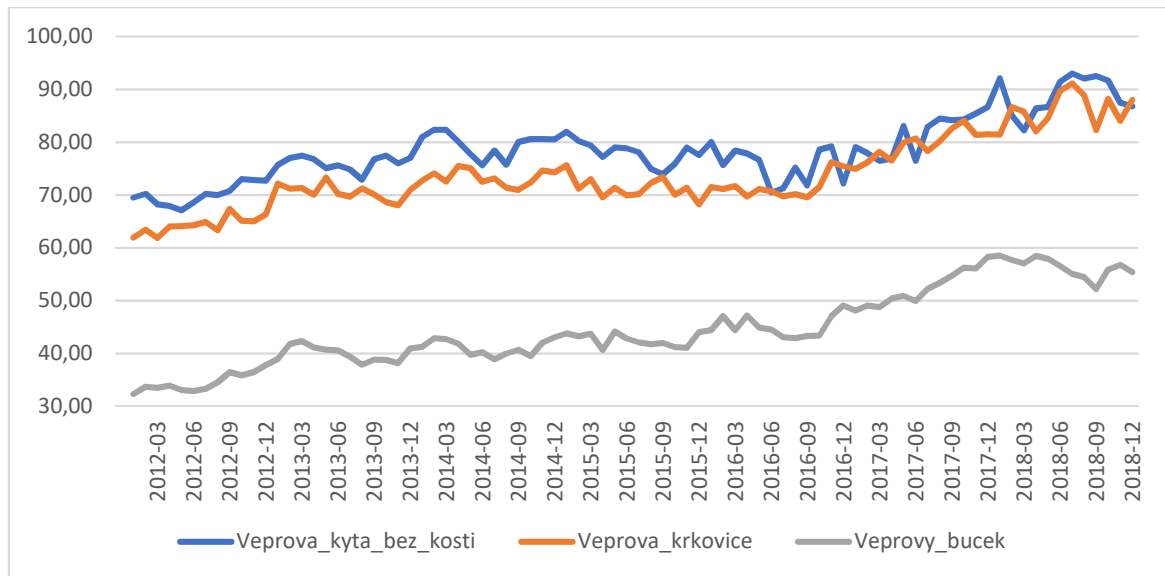
proměnných statisticky významná, u ostatních časových řad byla sezónnost prokázána, a proto byly dané dummy proměnné dosazeny i do testovaných modelů. Na základě informačních kritérií byl pak vybrán vhodnější model. Pro zjištění vhodného řádu zpoždění byly do modelu dosazeny obě proměnné se zpožděním až do 6. řádu a postupně byly vyřazovány statisticky nejméně významné proměnné, dokud nezůstaly jen ty statisticky významné. Záměrně z ekonomického důvodu nebylo do modelu zařazeno zpoždění delší než 6 měsíců, a to vzhledem k tomu, že se jedná o kazící se potravinu.

#### 4.2.1 Spotřebitelská cena – cena zemědělských výrobců

V této kapitole budou popsány modely, kde je nejdříve vysvětlovanou proměnnou spotřebitelská cena a na druhé straně vysvětlující proměnnou bude cena zemědělských výrobců. Zároveň budou následně testovány vztahy těchto cen v opačných rolích. Tedy jako vysvětlovaná proměnná bude vystupovat cena zemědělských výrobců a jako vysvětlující zde budou spotřebitelské ceny jednotlivých partií. Dané modely vysvětlují, do jaké míry závisí spotřebitelská cena na ceně zemědělských výrobců a zároveň jak je cena zemědělských výrobců ovlivněna spotřebitelskou cenou. Tedy bude zkoumán vztah mezi spotřebitelskými cenami a cenami zemědělských výrobců, kde za endogenní proměnné (SpC) jsou postupně dosazeny ceny vepřové kýty bez kosti, vepřové krkovice a vepřového bůčku a za exogenní proměnnou (CZV) je dosazena cena jatečných prasat j.tř. SEU v JUT a následně budou role endogenních a exogenních proměnných vyměněny. Tyto modely jsou oproti ostatním modelům v této práci odlišné tím, že se spotřebitelé a zemědělství výrobci nepotkávají na jednom trhu, ale mezi ně ve většině případů vstupují zpracovatelé.

V grafu č. 7 jsou vidět jednotlivé vývoje cenového rozpětí spotřebitelských cen vepřové kýty bez kosti, vepřové krkovice a vepřového bůčku s cenou zemědělského výrobce (prasata jatečná j.tř. SEU v JUT). Z grafu je patrné, že rozdíly mezi spotřebitelskými cenami a cenami zemědělských výrobců od roku 2012 ve většině měsíců rostou. Rozdíl mezi SpC vepřové kýty bez kosti a CZV od ledna 2012 v průměru byl 78,55 Kč, v případě vepřové krkovice to bylo 73,81 Kč a u vepřového bůčku byl průměrný nárůst 44,56 Kč. V rámci cen vepřové kýty bez kosti a vepřové krkovice byly nárůsty oproti CZV velmi podobně, u vepřového bůčku jsou nárůsty téměř poloviční. To je pravděpodobně způsobeno nižší kvalitou dané partie.

**Graf 7 Vývoj cenového rozpětí spotřebitelských cen a ceny zemědělského výrobce (Kč/kg)**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

### **Spotřebitelská cena vepřové kýty bez kosti – cena zemědělských výrobců**

Na základě tohoto postupu byly sestaveny následující modely:

$$d\_SpC\_Kyta = fce (const, d\_CZV\_1, d\_CZV\_3, d\_SpC\_Kyta\_1, d\_SpC\_Kyta\_6) \quad (4.1)$$

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděná o měsíc
- d\_CZV\_3 je první diference CZV zpožděná o tři měsíce
- d\_SpC\_Kyta\_1 je první diference SpC vepřové kýty zpožděná o měsíc
- d\_SpC\_Kyta\_6 je první diference SpC vepřové kýty zpožděná o šest měsíců

$$d\_CZV = fce (const, d\_SpC\_Kyta\_1, d\_SpC\_Kyta\_4, dm7, d\_CZV\_1, d\_CZV\_4) \quad (4.2)$$

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_SpC\_Kyta\_1 je první diference SpC vepřové kýty zpožděná o měsíc
- d\_SpC\_Kyta\_4 je první diference SpC vepřové kýty zpožděná o čtyři měsíce
- d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděná o měsíc
- d\_CZV\_4 je první diference CZV zpožděná o čtyři měsíce

V příloze č. 10 jsou kompletní výsledky výše uvedených modelů. V modelech se nevyskytla vysoká multikolinearita, což je pravděpodobně způsobeno tím, že jsou k odhadu byly použity první diference daných proměnných. Výsledky testů v rámci ekonometrické verifikace jsou uvedeny v tabulce č. 8. Na základě zjištěných hodnot je patrné, že v ani jednom z daných modelů není přítomna heteroskedasticita ani autokorelace reziduí a zároveň není porušen předpoklad normality reziduí.

**Tabulka 8 Výsledky ekonometrické verifikace d\_SpC\_Kyta-d\_CZV a d\_CZV-d\_SpC\_Kyta**

Test	d_SpC_kyta-d_CZV	d_CZV-d_SpC_Kyta
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,8264	0,2430
Test normality reziduí	0,9432	0,3253
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,6156	0,7066

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Z uvedených modelů je patrné, že oba tyto modely obsahují autoregresní složku, tedy zpožděnou vysvětlovanou proměnnou v pozici vysvětlující proměnné. Výslednou statistickou významnost jednotlivých vysvětlujících proměnných a výsledné koeficienty modelu pro vysvětlovanou proměnnou první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti je možné vidět v tabulce č. 9. Z té je patrné, že nejvyšší přírůstek spotřebitelské ceny vepřové kýty způsobí změna ceny zemědělského výrobce zpožděná o měsíc. Pozitivní vliv má také změna ceny zemědělského výrobce zpožděná o tři měsíce. Zajímavá je také záporná velikost koeficientu autoregresní složky modelu. Tento jev je možné vysvětlit snahou trhu vyrovnávat výkyvy cen. Pokud tedy v minulém období cena vzrostla, má v tomto období trh tendenci k protichůdnému pohybu a k návratu k ceně před změnou.

**Tabulka 9 Hodnoty koeficientů pro model d\_SpC\_Kyta-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,2818	0,3662	
d_CZV_1	1,2310	<0,0001	***
d_CZV_3	0,4544	0,0724	*
d_SpC_Kyta_1	-0,4403	0,0001	***
d_SpC_Kyta_6	0,2254	0,0260	**

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V následující tabulce č. 10 jsou výsledky modelu, kde byly vyměněny role vysvětlující a vysvětlované proměnné. Tedy tento model zobrazuje výsledky modelu, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference ceny zemědělského výrobce a vysvětlující proměnnou je první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti. Zde jsou oproti předchozímu modelu viditelné rozdíly, kdy například nejvíce kladně změnu ceny

zemědělského výrobce v běžném období ovlivňuje autoregresní složka, a to tedy změna ceny zemědělského výrobce zpožděná o měsíc. Naopak zpožděné změny vysvětlující proměnné se na změně ceny zemědělského výrobce budou promítat záporně. Relativně vysoký vliv má v tomto případě také sezónní složka, kdy je viditelné, že přírůstek ceny zemědělského výrobce bude v 7. měsíci růst. Tento jev je pravděpodobně způsobený letním grilováním, se předpokládá vyšší zájem spotřebitelů o vepřové maso, a na základě toho je možné tedy i očekávat vyšší ceny.

**Tabulka 10 Hodnoty koeficientů pro model d\_CZV-d\_SpC\_Kyta**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,1091	0,2882	
d_SpC_Kyta_1	-0,1285	0,0004	***
d_SpC_Kyta_4	-0,0555	0,0979	*
dm7	0,9643	0,0075	***
d_CZV_1	0,6479	<0,0001	***
d_CZV_4	-0,1670	0,0499	**

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

### **Spotřebitelská cena vepřová krkovice – cena zemědělských výrobců**

Pro vztahy mezi spotřebitelskou cenou vepřové krkovice a ceny zemědělských výrobců byly sestaveny tyto modely:

$$d\_SpC\_Krkovice = fce (const, d\_CZV, d\_CZV\_5, d\_CZV\_6, dm1, d\_SpC\_Krkovice\_1, d\_SpC\_Krkovice\_4) \quad (4.3)$$

Kde:

- Const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_CZV je první diference CZV
- d\_CZV\_5 je první diference CZV zpožděná o pět měsíců
- d\_CZV\_6 je první diference CZV zpožděná o šest měsíců
- d\_SpC\_Krkovice\_1 je první diference SpC vepřové krkovice zpožděná o měsíc
- d\_SpC\_Krkovice\_4 je první diference SpC vepř. krkovice kýtý zpožděná o čtyři měsíce

$$d\_CZV = fce (const, d\_SpC\_Krkovice, d\_SpC\_Krkovice\_1, dm9, dm7, d\_CZV\_1, d\_CZV\_4)$$

(4.4)

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta  
d\_SpC\_Krkovice je první diference SpC vepřové krkovice  
d\_SpC\_Krkovice\_1 je první diference SpC vepřové krkovice zpožděná o měsíc  
d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděná o měsíc  
d\_CZV\_4 je první diference CZV zpožděná o čtyři měsíce

Kompletní výsledky těchto modelů jsou v příloze č. 11. Oba modely prošly kompletní ekonometrickou verifikací, jejíž výsledky je možné vidět v tabulce č. 11.

**Tabulka 11** Výsledky ekonometrické verifikace d\_SpC\_Krkovice-d\_CZV a d\_CZV-d\_SpC\_Krkovice

Test	d_SpC_Krkovice-d_CZV	d_CZV-d_SpC_Krkovice
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,0793	0,4864
Test normality reziduí	0,5553	0,2661
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,4900	0,8482

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

U první diference spotřebitelské ceny vepřové krkovice jsou výsledky modelu podobné jako u první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti. V tomto případě je z koeficientů z tabulky č. 12 patrné, že změna spotřebitelské ceny vepřové krkovice v běžném období ukazuje na relativně vysokou reakci na změnu ceny zemědělského výrobce. Kladná změna nastane také v případě změny ceny zemědělského výrobce před pěti měsíci. Zajímavý koeficient je u změny ceny zemědělského výrobce zpožděnou o šest měsíců, který je záporný. To tedy znamená, že v případě, že se zvýší přírůstek ceny zemědělského výrobce před 6 měsíci, klesne přírůstek ceny spotřebitele v běžném období. Také v tomto modelu je viditelná snaha trhu vyrovnávat cenové výkyvy, a to u proměnné změny spotřebitelské ceny zpožděné o měsíc. U změny spotřebitelské ceny vepřové krkovice je statisticky významná proměnná značící sezónnost v lednu, což je dle mého názoru způsobeno tím, že v prosinci jsou ceny v rámci předvánočních akcí nižší, a proto je pak nutné toto kompenzovat navýšením cen v lednu.

**Tabulka 12 Hodnoty koeficientů pro model d SpC Krkovice-d CZV**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,2232	0,3989	
d CZV	1,0743	<0,0001	***
d CZV 5	0,6177	0,0191	**
d CZV 6	-0,7840	0,0035	***
dm1	2,2551	0,0301	**
d SpC Krkovice 1	-0,3602	0,0004	***
d SpC Krkovice 4	0,3579	0,0010	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 13 ukazuje výsledné hodnoty modelu, kde je vysvětlovaná proměnná první diference ceny zemědělského výrobce a vysvětlující proměnná je první diference spotřebitelské ceny vepřové krkovice. Stejně jako u vepřové kýty i zde je možné pozorovat, že nejvyšší přírůstek ceny zemědělského výrobce způsobí přírůstky autoregresní složky, konkrétně změna ceny zemědělského výrobce zpožděné o čtyři a o jedno období. Z koeficientů je také patrné, že změny spotřebitelské ceny krkovice v běžném období a v období zpožděném o jeden měsíc sice změnu ceny zemědělského výrobce ovlivňují, ale jen velmi malými přírůstky. Také v tomto modelu je patrná sezónnost změn ceny zemědělského výrobce v červenci, a navíc také v září. To je pravděpodobně možné opět vysvětlit grilovací sezónou.

**Tabulka 13 Hodnoty koeficientů pro model d CZV-d SpC Krkovice**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,3111	0,0046	***
d SpC Krkovice	0,1551	0,0002	***
d SpC Krkovice 1	0,0972	0,0237	**
dm9	0,7339	0,0318	**
dm7	1,1625	0,0013	***
d CZV 1	0,3683	<0,0001	***
d CZV 4	-0,3757	<0,0001	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

### Spotřebitelská cena vepřového bůčku – cena zemědělských výrobců

Pro vztahy mezi spotřebitelskou cenou vepřové krkovice a ceny zemědělských výrobců byly sestaveny tyto modely, jejichž výsledky jsou v příloze č. 12:

$$d\_SpC\_Bucek = fce (const, d\_CZV, d\_CZV\_1, d\_CZV\_5, dm4, d\_SpC\_Bucek\_1) \quad (4.5)$$

Kde:

- Const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_CZV je první diference CZV
- d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděná o měsíc
- d\_CZV\_5 je první diference CZV zpožděná o pět měsíců
- d\_SpC\_Bucek\_1 je první diference SpC vepřového bůčku zpožděná o měsíc

$$d\_CZV = fce (const, d\_SpC\_Bucek, d\_SpC\_Bucek\_1, dm7, dm9, d\_CZV\_1, d\_CZV\_4) \quad (4.6)$$

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_SpC\_Bucek je první diference SpC vepřového bůčku
- d\_SpC\_Bucek\_1 je první diference SpC vepřového bůčku zpožděná o měsíc
- d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděná o měsíc
- d\_CZV\_4 je první diference CZV zpožděná o čtyři měsíce

Z tabulky č. 14 je patrné, že i tyto modely prošly kompletní ekonometrickou verifikací, a tedy mají normální rozdělení reziduí a zároveň v modelech není přítomna heteroskedasticita ani autokorelace reziduí.

**Tabulka 14 Výsledky ekonometrické verifikace d Spc Bucek-d CZV a d CZV-d SpC Bucek**

Test	d_Spc_Bucek-d_CZV	d_CZV-d_SpC_Bucek
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,0793	0,4594
Test normality reziduí	0,5553	0,5434
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,4900	0,8585

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V tabulce č. 15 je model, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference spotřebitelské ceny vepřového bůčku a vysvětlující proměnnou je první diference ceny zemědělských výrobců. Z tabulky č. 15 je zřetelný podobný průběh modelu, jako u zbylých dvou spotřebitelských cen, ale v tomto případě nejvyšší přírůstek spotřebitelské ceny

vepřového bůčku vyvolá změna ceny zemědělského výrobce, která je zpožděná o pět měsíců. Také změna ceny zemědělského výrobce v běžném období a zpožděná o jedno období způsobí kladné změny u spotřebitelské ceny vepřového bůčku. Také v tomto případě je autoregresní složka modelu záporná podle očekávání ekonomické teorie. Změna spotřebitelské ceny bůčku vykazuje záporný koeficient u sezónní složky ve 4. měsíci. To může být zapříčiněno tím, že vepřový bůček je tučné maso a v dubnu se čím dál více lidí snaží o určitou očistu svého organismu a těmto potravinám se vyhýbají, proto se cena v tomto období snižuje. Toto je ale pouze můj předpoklad, který by bylo nutné doložit dalším průzkumem.

**Tabulka 15 Hodnoty koeficientů pro model d SpC Bucek-d CZV**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,3560	0,0144	**
d_CZV	0,4734	0,0006	***
d_CZV_1	0,4985	0,0005	***
d_CZV_5	0,5127	0,0001	***
dm4	-2,7530	0,0235	**
d_SpC_bucek_1	-0,3245	0,0023	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

I v případě modelu, kde je endogenní proměnná první diference ceny zemědělského výrobce a exogenní proměnná je první diference spotřebitelské ceny vepřového bůčku, jsou nejvíce statisticky významnými proměnnými autoregresní složky vysvětlované proměnné. Zároveň je z výsledků v tabulce č. 16 evidentní, že i v tomto případě je změna ceny zemědělského výrobce ovlivněna kladně změnou spotřebitelské ceny bůčku, ale opět jen velmi malými hodnotami. Tento model prokazuje stejnou sezónnost změn ceny zemědělského výrobce, jako tomu bylo u modelu s vepřovou krkovicí. Tedy pravděpodobně grilovací sezóna navyšuje přírůstky cen zemědělců v červenci a září.

**Tabulka 16 Hodnoty koeficientů pro model d CZV-d SpC Bucek**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,3316	0,0046	***
d_SpC_bucek	0,2040	0,0096	***
d_SpC_bucek_1	0,1567	0,0482	**
dm7	1,2376	0,0011	***
dm9	0,5982	0,0948	*
d_CZV_1	0,3203	0,0017	***
d_CZV_4	-0,3761	<0,0001	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování



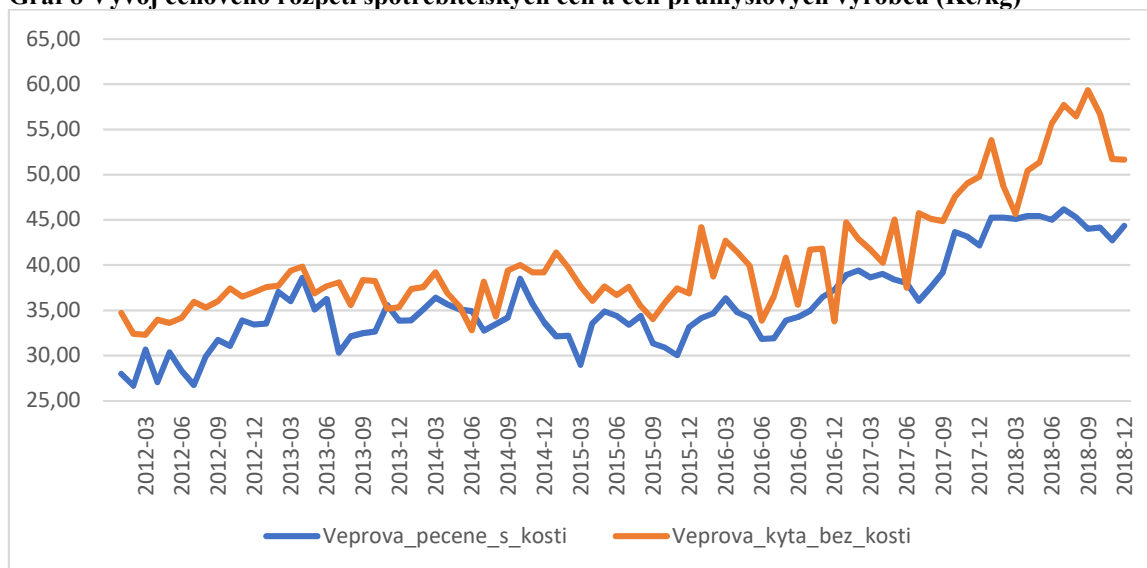
Z předchozích výsledků je tedy patrné, že nejvyšších přírůstků u spotřebitelské ceny všech třech sledovaných partií vyvolává přírůstek ceny zemědělského výrobce v různém řádů zpoždění. Zároveň byla v uvedených modelech záporná hodnota koeficientu změny spotřebitelské ceny v minulém období. Také je z modelů patrné, že je sice změna ceny zemědělského výrobce ovlivněna změnami spotřebitelských cen jednotlivých partií, ale jen s velmi malými koeficienty, a tedy je zde prokázáno, že jsou tyto vztahy na různých trzích vertikály vepřového masa asymetrické.

#### 4.2.2 Spotřebitelská cena – cena průmyslových výrobců

V následujících modelech bude sledován vztah mezi spotřebitelskou cenou a cenou průmyslových výrobců. V tomto případě budou sestaveny modely pro vepřovou kýtu bez kosti a pro vepřovou pečení s kostí na spotřebitelském trhu a trhu průmyslových výrobců. Budou zde popsány modely, kde nejprve bude jako endogenní proměnná vystupovat první diference spotřebitelské ceny a jako exogenní proměnná bude dosazena první diference ceny průmyslových výrobců. V další části budou role obou proměnných vyměněny. Oba modely budou otestovány jak pro partii vepřové kýty bez kosti, tak pro vepřovou pečení s kostí.

Vývoj cenového rozpětí spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí je vidět v grafu č. 8. V průměru rostly spotřebitelské ceny oproti cenám průmyslového výrobce více u vepřové kýty bez kosti a to o 40,60 Kč. V případě vepřové pečeně s kostí byl průměrný nárůst o 35,80 Kč. Z grafu je patrné, že vývoj cenového rozpětí, byl v průběhu posledních sedmi let podobný až do začátku roku 2018. Od dubna 2018 jsou rozdíly mezi partiemi znatelnější. Zatím co cenové rozpětí u vepřové pečeně bylo téměř podobné, u vepřové kýty došlo ke zvýšení. To je způsobeno zvyšováním spotřebitelské ceny vepřové kýty a zároveň poklesem ceny průmyslového výrobce stejné partie.

**Graf 8 Vývoj cenového rozpětí spotřebitelských cen a cen průmyslových výrobců (Kč/kg)**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

### **Spotřebitelská cena veprůvé kýty bez kosti – cena průmyslových výrobců veprůvé kýty bez kosti**

V rámci určeného postupu na začátku této kapitoly (4.2) byly sestaveny následující modely:

$$d\_SpC\_Kyta = fce (const, d\_CPV\_Kyta\_1, d\_CPV\_Kyta\_5, d\_SpC\_Kyta\_1, d\_SpC\_Kyta\_2, d\_SpC\_Kyta\_4, d\_SpC\_Kyta\_5) \quad (4.7)$$

Kde:

Const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta

d\_CPV\_Kyta\_1 je první diference CPV veprůvé kýty zpožděná o měsíc

d\_CPV\_Kyta\_5 je první diference CPV veprůvé kýty zpožděná o pět měsíců

d\_SpC\_Kyta\_1 je první diference SpC veprůvé kýty zpožděná o měsíc

d\_SpC\_Kyta\_2 je první diference SpC veprůvé kýty zpožděná o dva měsíce

d\_SpC\_Kyta\_4 je první diference SpC veprůvé kýty zpožděná o čtyři měsíce

d\_SpC\_Kyta\_5 je první diference SpC veprůvé kýty zpožděná o pět měsíců

$$d\_CPV\_Kyta = fce (const, d\_CPV\_Kyta\_1, d\_CPV\_Kyta\_5) \quad (4.8)$$

Kde:

const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta

d\_CPV\_Kyta\_1 je první diference CPV vepřové kýty zpožděná o měsíc

d\_CPV\_Kyta\_5 je první diference CPV vepřové kýty zpožděná o pět měsíců

Kompletní výsledky těchto modelů jsou uvedeny v příloze č. 13. Tabulka č. 17 ukazuje výsledky kompletní ekonometrické verifikace daných modelů. Na základě těchto výsledků je možné konstatovat, že oba modely touto verifikací prošly.

**Tabulka 17 Výsledky ekonometrické verifikace d\_Spc\_Kyta-d\_CPV\_Kyta a d\_CPV\_Kyta-d\_Spc\_Kyta**

Test	d_Spc_Kyta-d_CPV_Kyta	d_CPV_Kyta-d_Spc_Kyta
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,4927	0,6986
Test normality reziduí	0,2265	0,0530
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,6435	0,6209

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V tabulce č. 18 jsou uvedeny výsledky modelu, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti a její vysvětlující proměnnou je první diference ceny průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti. Z koeficientů je patrné, že nejvíce je změna spotřebitelské ceny kýty ovlivňována změnou cenou průmyslového výrobce kýty zpožděné o měsíc. Pozitivní vliv na změnu spotřebitelské ceny vepřové kýty má také změna ceny průmyslového výrobce zpožděná o pět měsíců. Model také obsahuje autoregresní složky, tedy zpožděné diference vysvětlované proměnné, jejichž koeficienty jsou ve všech případech záporné, což potvrzuje ekonomickou teorii.

**Tabulka 18 Hodnoty koeficientů pro model d\_Spc\_Kyta-d\_CPV\_Kyta**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,5025	0,0880	*
d_CPV_Kyta_1	0,9930	<0,0001	***
d_CPV_Kyta_5	0,5083	0,0117	**
d_Spc_Kyta_1	-0,4306	<0,0001	***
d_Spc_Kyta_2	-0,2629	0,0095	***
d_Spc_Kyta_4	-0,2505	0,0245	**
d_Spc_Kyta_5	-0,3433	0,0012	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Pokud se prohodí role předchozího modelu, tedy pokud bude vysvětlovaná proměnná první diference průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti a vysvětlující proměnnou

bude první diference spotřebitelské ceny stejné partie, vznikne model s výsledky zobrazenými v tabulce č. 19. V tomto případě je zřetelné, že změna spotřebitelské ceny se vůbec nepromítne do změny průmyslové ceny vepřové kýty, ta je ovlivněna pouze autoregresními složkami.

**Tabulka 19 Hodnoty koeficientů pro model d\_CPV\_Kyta-d\_SpC\_Kyta**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,0893	0,6099	
d_CPV_kyta_1	0,3203	0,0027	***
d_CPV_kyta_5	-0,2900	0,0060	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

### **Spotřebitelská cena vepřové pečeně s kostí – cena průmyslových výrobců vepřové pečeně s kostí**

V rámci partie vepřové pečeně s kostí byly sestaveny tyto modely:

$$d\_SpC\_Pecene = fce (const, d\_CPV\_Pecene, d\_CPV\_Pecene\_1, d\_CPV\_Pecene\_4, d\_SpC\_Pecene\_1) \quad (4.9)$$

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_CPV\_Pecene je první diference CPV vepřové pečeně
- d\_CPV\_Pecene\_1 je první diference CPV vepřové pečeně zpožděná o měsíc
- d\_CPV\_Pecene\_4 je první diference CPV vepřové pečeně zpožděná o čtyři měsíce
- d\_SpC\_Pecene\_1 je první diference SpC vepřové pečeně zpožděná o měsíc

$$d\_CPV\_Pecene = fce (const, d\_SpC\_Pecene, d\_SpC\_Pecene\_1, d\_CPV\_Pecene\_4, d\_CPV\_Pecene\_5, d\_CPV\_Pecene\_6) \quad (4.10)$$

Kde:

- const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
- d\_SpC\_Pecene je první diference SpC vepřové pečeně
- d\_SpC\_Pecene\_1 je první diference SpC vepřové pečeně zpožděná o měsíc
- d\_CPV\_Pecene\_4 je první diference CPV vepřové pečeně zpožděná o čtyři měsíce
- d\_CPV\_Pecene\_5 je první diference CPV vepřové pečeně zpožděná o pět měsíců
- d\_CPV\_Pecene\_6 je první diference CPV vepřové pečeně zpožděná o šest měsíců

Kompletní výsledky obou výše zmíněných modelů je možné vidět v příloze č. 14. Oba zmíněné modely prošly na základě výsledků z tabulky č. 20 ekonometrickou verifikací.

**Tabulka 20** Výsledky ekonometrické verifikace  $d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene$  a  $d\_CPV\_Pecene-d\_SpC\_Pecene$

Test	$d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene$	$d\_CPV\_Pecene-d\_SpC\_Pecene$
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,1273	0,1497
Test normality reziduí	0,4393	0,7758
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,7724	0,8819

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 21 obsahuje výsledné hodnoty pro model, kde jako vysvětlovaná proměnná vystupuje první diference spotřebitelské ceny vepřové pečeně s kostí a jako její vysvětlující proměnná je použita první diference ceny průmyslového výrobce stejné partie vepřového masa. Stejně jako u vepřové kýty i zde největší přírůstek způsobí změna ceny průmyslového výrobce, ale tentokrát v běžném období a nikoli zpožděná. Také změny cen průmyslových výrobců zpožděné o jedno a čtyři období způsobí kladné změny u endogenní proměnné. Jedinou zápornou změnu v tomto modelu vyvolá zpožděná vysvětlovaná proměnná v roli vysvětlující proměnné, což potvrzuje očekávání tržního chování.

**Tabulka 21** Hodnoty koeficientů pro model  $d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene$

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,2217	0,2439	
$d\_CVP\_Pecene$	0,5160	0,0004	***
$d\_CVP\_Pecene\_1$	0,3339	0,0250	**
$d\_CVP\_Pecene\_4$	0,3283	0,0135	**
$d\_SpC\_Pecene\_1$	-0,2258	0,0365	**

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V tabulce č. 22 je možné vidět hodnoty výsledků modelu, kde jsou opět prohozeny role vysvětlované a vysvětlující proměnné z předchozího modelu. Tedy vysvětlovaná proměnná je zde první diference ceny průmyslového výrobce a jako vysvětlující zde je cena spotřebitele, obojí pro partii vepřové pečeně s kostí. Záporné hodnoty koeficientů autoregresních složek znovu potvrzují snahu trhu vyrovnávat cenové výkyvy na trhu. Nejvíce statisticky významnou je však koeficient první diference spotřebitelské ceny vepřové pečeně, a tedy přírůstek této proměnné způsobí nejvyšší přírůstek endogenní proměnné. Také je zde možné znovu pozorovat asymetrii v cenovém přenosu na jednotlivých trzích v nabídkovém a poptávkovém směru, kdy u poptávkového směru jsou koeficienty nižší než u toho nabídkového.

**Tabulka 22 Hodnoty koeficientů pro model d CPV Pecene-d SpC Pecene**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,1900	0,1875	
d_SpC_Pecene	0,3150	0,0001	***
d_SpC_Pecene_1	0,1258	0,0987	*
d_CPV_pecene_4	-0,1878	0,0717	*
d_CPV_pecene_5	-0,1923	0,0770	*
d_CPV_pecene_6	-0,1858	0,0720	*

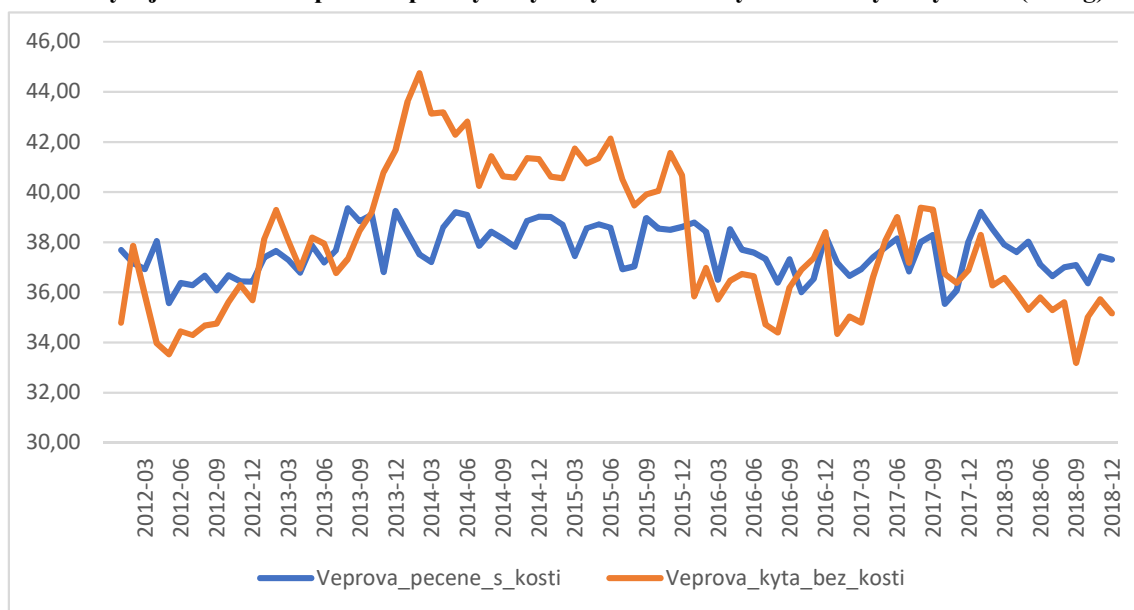
Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

#### 4.2.3 Cena průmyslových výrobců – cena zemědělských výrobců

V následující kapitole budou otestovány vztahy mezi cenami průmyslových výrobců a cenami zemědělských výrobců. V modelech bude zobrazeno, do jaké míry na sobě dané ceny závisí a zda je i v tomto případě zřetelná asymetrie cenových přenosů mezi danými trhy. Tedy bude endogenní proměnnou první diference ceny průmyslových výrobců, a to nejdříve pro vepřovou kýtu bez kosti a následně pro vepřovou pečení bez kosti, a exogenní proměnnou bude první diference ceny zemědělských výrobců (cena jatečných prasat j.tř. SEU v JUT). A v dalším kroku budou proměnné vyměněny, a tedy endogenní proměnnou bude první diference ceny zemědělských výrobců (cena jatečných prasat j.tř. SEU v JUT) a jako exogenní proměnná bude použita první diference ceny průmyslových výrobců (také nejdříve pro vepřovou kýtu bez kosti a poté pro vepřovou pečení bez kosti).

Pro tyto vztahy byl sestaven graf č. 9 vývoje cenového rozpětí pro cenu zemědělského výrobce a ceny průmyslových výrobců. Průměrný rozdíl mezi cenami průmyslových výrobců jednotlivých partií a cenou zemědělských výrobců je velmi podobný. U vepřové pečeně je tato hodnota 37,64 Kč a u vepřové kýty je to 37,95 Kč. Z grafu je také evidentní, že cenové rozpětí bylo u obou partií podobné, pouze v době od listopadu 2013 do konce roku 2015 byly rozdíly mezi CVP a CZV u vepřové kýty vyšší než u vepřové pečeně. V únoru 2014 byl nejvyšší rozdíl mezi CPV vepřové kýty a CPV vepřové pečeně, a proto byl v tomto období nejvyšší rozdíl mezi CPV vepřové kýty a CZV.

**Graf 9 Vývoj cenového rozpětí cen průmyslových výrobců a ceny zemědělských výrobců (Kč/kg)**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

### Cena průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti – cena zemědělských výrobců

Pro vztahy mezi cenou průmyslových výrobců vepřové kýty a ceny zemědělských výrobců byly sestaveny tyto modely:

$$d\_CPV\_Kyta = fce (const, d\_CZV, d\_CZV\_2) \quad (4.11)$$

Kde:

const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta

d\_CZV je první diference CZV

d\_CZV\_2 je první diference CZV zpožděná o dva měsíce

$$d\_CZV = fce (const, d\_CPV\_Kyta, d\_CPV\_Kyta\_1, dm7, dm9, d\_CZV\_1, d\_CZV\_2, d\_CZV\_4) \quad (4.12)$$

Kde:

const je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta

d\_CPV\_Kyta je první diference CPV vepřové kýty

d\_CPV\_Kyta\_1 je první diference CPV vepřové kýty zpožděné o měsíc

d\_CZV\_1 je první diference CZV zpožděné o měsíc

d\_CZV\_2 je první diference CZV zpožděné o dva měsíce

d\_CZV\_4 je první diference CZV zpožděné o čtyři měsíce

Výsledky výše zmíněných modelu jsou uvedeny v příloze č. 15. Výsledné p-hodnoty v rámci ekonometrického testování uvedených modelů jsou v tabulce č. 23. Model, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference zemědělského výrobce má hodnoty v pořádku a prošel ekonometrickou verifikací. Ale u opačného modelu, kde je vysvětlovanou proměnnou první diference ceny průmyslového výrobce vepřové kýty, výsledné p-hodnoty prokázaly, že model nemá normální rozdělení reziduí. To bohužel způsobuje, že model není možné použít, protože normální rozdělení náhodné složky je potřeba k testování významnosti regresních parametrů a pro správnost konfidenčních intervalů.

**Tabulka 23 Výsledky ekonometrické verifikace d\_CPV\_Kyta-d\_CZV a d\_CZV-d\_CPV\_Kyta**

Test	d_CPV_Kyta-d_CZV	d_CZV-d_CPV_Kyta
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,9124	0,0794
Test normality reziduí	0,0027	0,0941
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,6691	0,8609

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem k tomu, že tedy jeden ze dvou modelů v tomto případě neprošel kompletní ekonometrickou verifikací bude zde popsán pouze druhý model. Tedy model, kde je endogenní proměnnou první diference ceny zemědělského výrobce a exogenní proměnnou je první diference ceny průmyslového výrobce vepřové kýty bez kosti. Výsledky tohoto modelu jsou tabulce č. 24. Nejvyšší přírůstek ceny zemědělského výrobce nastane při změně ceny průmyslového výrobce, ale ani tato změna není příliš vysoká. Pozitivní změnu způsobí také změna ceny průmyslového výrobce zpožděná o měsíc. Zpožděné změny endogenní proměnné o dva a čtyři měsíce způsobí zápornou změnu, ale zpoždění o měsíc způsobí kladnou změnu. I v tomto případě vykazuje změna ceny zemědělců sezónnost v červenci a září.

**Tabulka 24 Hodnoty koeficientů pro model d\_CZV-d\_CPV\_Kyta**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,2660	0,0071	***
d_CPV_kyta	0,3434	<0,0001	***
d_CPV_kyta_1	0,1419	0,0414	**
dm7	1,3720	0,0001	***
dm9	0,7850	0,0228	**
d_CZV_1	0,2240	0,0320	**
d_CZV_2	-0,1829	0,0642	*
d_CZV_4	-0,2631	0,0004	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování



### Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně s kostí – cena zemědělských výrobců

Vztah mezi cenou průmyslových výrobců vepřové pečeně s kostí a ceny zemědělských výrobců byl vysvětleny následujícími modely:

$$d\_CPV\_Pecene = fce (const, d\_CZV, d\_CZV\_1, d\_CZV\_2, d\_CZV\_3, d\_CPV\_Pecene\_1, d\_CPV\_Pecene\_2, d\_CPV\_Pecene\_3) \quad (4.13)$$

Kde:

const	je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
d_CZV	je první diference CZV
d_CZV_1	je první diference CZV zpožděná o měsíc
d_CZV_2	je první diference CZV zpožděná o dva měsíce
d_CZV_3	je první diference CZV zpožděná o tři měsíce
d_CPV_Pecene_1	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o měsíc
d_CPV_Pecene_2	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o dva měsíce
d_CPV_Pecene_3	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o tři měsíce

$$d\_CZV = fce (const, d\_CPV\_Pecene, d\_CPV\_Pecene\_1, d\_CPV\_Pecene\_2, d\_CPV\_Pecene\_3, dm7, d\_CZV\_2, d\_CZV\_4) \quad (4.14)$$

Kde:

const	je jednotkový vektor, jehož parametr je konstanta
d_CPV_Pecene	je první diference CPV vepřové pečeně
d_CPV_Pecene_1	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o měsíc
d_CPV_Pecene_2	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o dva měsíce
d_CPV_Pecene_3	je první diference CPV vepřové pečeně zpožděné o tři měsíce
d_CZV_2	je první diference CZV zpožděná o dva měsíce
d_CZV_4	je první diference CZV zpožděná o čtyři měsíce

V příloze č. 16 jsou výsledky výše zmíněných modelů. Oba modely prošly ekonometrickou verifikací, jak je zřetelné z výsledků v tabulce č. 25.

**Tabulka 25 Výsledky ekonometrické verifikace d\_CPV\_Pecene-d\_CZV a d\_CZV-d\_CPV\_Pecene**

Test	d_CPV_Pecene-d_CZV	d_CZV-d_CPV_Pecene
	p-hodnota	p-hodnota
Whiteův test heteroskedasticity	0,4627	0,1428
Test normality reziduí	0,4981	0,1743
LM test pro autokorelaci až do řádu 12	0,6096	0,9380

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V tabulce č. 26 jsou výsledky modelu, kde je v roli vysvětlované proměnné první diference ceny průmyslového výrobce vepřové pečeně s kostí a v roli vysvětlující je zde první diference ceny zemědělského výrobce. Nejvíce změnu ceny průmyslového výrobce ovlivňuje změna ceny zemědělského výrobce v běžném období, v tomto případě blíží jedné. I v tomto modelu jsou autoregresní složky záporné, a tedy při zvýšení jejich přírůstku, bude přírůstek endogenní proměnné klesat.

**Tabulka 26 Hodnoty koeficientů pro model d\_CPV\_Pecene-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	0,0646	0,5201	
d_CZV	0,8774	<0,0001	***
d_CZV_1	0,5142	0,0004	***
d_CZV_2	0,3198	0,0348	**
d_CZV_3	0,3883	0,0054	***
d_CPV_pecene_1	-0,4533	0,0001	***
d_CPV_pecene_2	-0,4324	0,0003	***
d_CPV_pecene_3	-0,2838	0,0123	**

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

V tabulce č. 27 jsou výsledky modelů, který zkoumá opačný vztah, tedy, jak ovlivňuje změnu ceny zemědělských výrobců změna ceny průmyslových výrobců vepřové pečeně s kostí. I v tomto případě, je z výsledků patrné, že v poptávkovém směru jsou koeficienty nižší než v předchozím nabídkovém směru. Také tento model potvrzuje očekávané tržní koeficienty, a to zápornými hodnotami u zpožděných endogenních proměnných, které jsou v modelu v roli vysvětlujících proměnných. Pozitivně ovlivňují endogenní proměnou ceny průmyslového výrobce vepřové pečeně v běžném období a také zpožděné o jeden, dva a tři období, s tím, že čím delší zpoždění tím nižší je koeficient. I zde, je patrná sezónnost změn ceny zemědělského výrobce v červenci, kdy je grilovací sezóna.

**Tabulka 27 Hodnoty koeficientů pro model d CZV-d CPV Pecene**

Proměnná	koeficient	p-hodnota	
const	-0,1176	0,1314	
d_CPV_pecene	0,5021	<0,0001	***
d_CPV_pecene_1	0,3093	<0,0001	***
d_CPV_pecene_2	0,2082	0,0071	***
d_CPV_pecene_3	0,1241	0,0843	*
dm7	0,8331	0,0037	***
d_CZV_2	-0,2736	0,0165	**
d_CZV_4	-0,2033	0,0048	***

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

### 4.3 Cenová transmise ve vertikále vepřového masa

V předchozích modelech byla zjištěna celá řada interakcí a úzká provázanost na jednotlivých úrovních komoditní vertikály vepřového masa. Tato skutečnost vedla ke zkoumání projevů tržní síly pomocí analýzy cenového přenosu na základě postupu, který je uvedený v metodice této práce. V této kapitole bude provedena analýza pružnosti mezitržního cenového přenosu. Vzhledem k tomu, že lze předpokládat i dlouhodobý vztah mezi spotřebitelskými cenami, cenami průmyslových výrobců a cenami zemědělských výrobců je možné hodnotit cenové přenosy pomocí koeficientů EPT, které jsou uvedeny v maticích níže (tabulka č. 28). V rámci trhu zemědělského výrobce bude použita cena jatečných prasat j.tř. SEU v JUT, pro spotřebitelský trh a trh průmyslových výrobců budou použity nejdříve ceny vepřové kýty bez kosti a následně ceny vepřové pečeně s kostí.

Všechny koeficienty v uvedené matici jsou nižší než 1, což značí, že cenový přenos na všech stupních komoditní vertikály je neelastický. Změna ceny zemědělských výrobců jednotlivých výrobků vyvolá na navazujících trzích změnu o méně než jedno procento. Vyšších hodnot je dosahováno v případě přenosu ceny na trh průmyslových výrobců, a to u obou zkoumaných partií. Tento cenový přenos je zároveň nejvyšší v celé matici, jak u vepřové kýty, tak u vepřové pečeně tento je tento koeficient vyšší než 0,8. U vepřové kýty bez kosti jen nejméně elastický přenos v poptávkovém směru od spotřebitelské ceny k ceně průmyslových výrobců (EPT = 0,16). U vepřové pečeně s kostí je také nejnižší cenový přenos v poptávkovém směru, ale tentokrát je to ve vztahu od spotřebitele k průmyslovému výrobcu (EPT = 0,29).

**Tabulka 28 Matice koeficientů EPT zachycující cenový přenos ve zkoumaných vertikálách**

EPT	CZV - jatečná prasata	CPV - Vepřová kýta bez kosti	SpC - Vepřová kýta bez kosti	EPT	CZV - jatečná prasata	CPV – Vepřová pečeně s kostí	SpC - Vepřová pečeně s kostí
CZV - jatečná prasata	x	0,82	0,69	CZV - jatečná prasata	x	0,83	0,41
CPV - Vepřová kýta bez kosti	0,41	x	0,22	CPV - Vepřová pečeně s kostí	0,67	x	0,40
SpC - Vepřová kýta bez kosti	0,25	0,16	x	SpC - Vepřová pečeně s kostí	0,29	0,35	x

Zdroj: vlastní zpracování

Na spotřebitelském trhu vepřového masa se změny ceny průmyslového výrobce přenáší pouze ze 0,4 % u vepřové pečeně s kostí a u vepřové kýty bez kostí z 0,22 %. U přenosu změny ceny průmyslového výrobce na trh zemědělského výrobce je koeficient 0,67 pro vepřovou pečeně a 0,41 pro vepřovou kýtu.

Pro přehlednější zobrazení byla vytvořena tabulka č. 29, kde jsou zachyceny koeficienty elasticity cenových přenosů u navazujících dílčích trhů. Na prvním stupni komoditního řetězce probíhá vztah mezi producentem a průmyslovým výrobcem, který je charakteristický nesymetrickými cenovými přenosy cen zemědělského producenta do cen průmyslového výrobce, tedy do navazujícího stupně komoditního řetězce. V druhém stupni se změna ceny průmyslového výrobce pro dílčí produkty zcela nepřenáší do ceny spotřebitelské, v případě vepřové kýty je tento přenos velmi nízký pouze 0,22 %. U vepřové pečeně je tento přenos vyšší, ale také ani ne poloviční (0,40 %).

**Tabulka 29 Koeficienty EPT – přenos mezi navazujícími dílčími trhy**

	1. stupeň vertikály	2. stupeň vertikály
Vepřová kýta bez kosti	0,82	0,22
Vepřová pečeně s kostí	0,83	0,40

Zdroj: vlastní zpracování

## 5 Výsledky a diskuse

V této kapitole diplomové práce jsou shrnuté výsledky a potvrzení či vyvrácení stanovených předpokladů. Prvním předpokladem bylo, že časové řady budou obsahovat sezónní složku. Byly provedeny testy na přítomnost konstantní a proporcionální sezónnosti. V případě nediferencovaných měsíčních cen se prokázala sezónnost pouze u ceny průmyslového výrobce vepřové pečeně s kostí, a to konstantní ve 3. měsíci. Vzhledem k tomu, že nakonec byly použity u všech cen jejich první diference, byla sezónnost otestována i u těchto časových řad. V tomto případě, byly výsledky odlišné, pouze u spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti se sezónnost neprokázala. V případě, že nebyla sezónní složka vyřazena z důvodu statistické významnosti, na základě informačních kritérií byly ve všech případech lepší modely obsahující sezónní složku. Ve všech modelech, kde byla jako endogenní proměnná první diference ceny zemědělského výrobce se prokázala jako statisticky významná sezónnost v červenci a zároveň u 3 z 5 modelů byla statisticky významná i sezónnost v září. Tuto sezónnost dle mého názoru způsobuje velmi oblíbené letní grilování, kdy je zájem o vepřové maso vyšší, a proto mohou zemědělci své ceny navyšovat. Zajímavou sezónnost prokázala také první diference spotřebitelské ceny vepřového bůčku ve vztahu s první diferencí ceny zemědělského výrobce, kdy je patrné snižování této ceny v dubnu. Mým předpokladem je, že je to způsobeno tučností dané partie, čemuž se lidé v rámci jarní očisty snaží vyhnout. Obojí to jsou, ale pouze mé předpoklady, které by musely být prokázány dalším výzkumem. Vysokou sezónnost u spotřebitelské ceny a ceny průmyslových výrobců potvrdil ve své práci také Pelaj (2016), což částečně tato práce také potvrzuje, kromě spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti.

Dále se také předpokládalo, že použité časové řady budou obsahovat trend, a tedy budou nestacionární. Tuto hypotézu ve své práci potvrdili Čechura a Šobrová (2008) a byla prokázána i v této diplomové práci. Již grafickou metodou je možné v časových řadách pozorovat trend. V případě spotřebitelských cen je tento trend stoupající, což potvrzuje i kladné průměrné tempo přírůstku, které je u vepřové krkovice 0,21 %, u vepřového bůčku 0,24 % a u vepřové kýty bez kosti 0,11 %. Naopak u cen průmyslových výrobců a cen zemědělských výrobců je trend klesající, což opět potvrzují průměrná tempa přírůstku. U cen průmyslových výrobců je průměrné tempo přírůstku podobné u obou partií, v případě vepřové kýty bez kosti je to -0,11 % a u vepřové pečeně s kostí je to -0,12 %. Jak již bylo zmíněno u ceny zemědělských výrobců je průměrné tempo přírůstku také záporné, ale oproti

cenám průmyslových výrobců je tento ukazatel téměř dvojnásobný a to -0,22 %. V časových řadách byl prokázán deterministický trend, což dokazují také výsledky ADF testů neboli testů jednotkového kořene. Kvůli požadavku slabé stacionarity byly řady použity v prvních diferencích, které jsou již stacionární.

Jedním z předpokladů této práce také bylo, že proměnné, které v modelech vystupují jako vysvětlující budou vysvětlovanou proměnnou ovlivňovat kladně. Tato hypotéza se projevila jako správná ve většině sestavených modelech, ale ne ve všech. Například v modelu, kde byla vysvětlovanou proměnnou první diference ceny zemědělských výrobců a její vysvětlující proměnnou první diference spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti jsou koeficienty exogenní proměnné ( $d\_SpC\_Kyta\_1$ ,  $d\_SpC\_kyta\_4$ ) záporné. Také v modelu se spotřebitelskou cenou vepřové krkovice a ceny zemědělského výrobce byl jeden z koeficientů vysvětlující proměnné záporný ( $d\_CZV\_6$ ), v tomto případě je to pravděpodobně způsobeno relativně velkým zpožděním vysvětlující proměnné a to o 6 měsíců. Tento předpoklad se nepotvrdil ani u vztahu ceny průmyslového výrobce vepřové kýty bez kosti a spotřebitelské ceny stejné partie. V modelu, kde byla vysvětlující proměnnou CPV vepřové kýty se změna spotřebitelské ceny stejné partie vůbec nepromítne do změny endogenní proměnné, ta je ovlivněna pouze autoregresními složkami.

Očekávání, že cenové transmise budou ve vertikále vepřového masa asymetrické se potvrdilo jako pravdivé. U většiny výsledných koeficientů je možné pozorovat, že v poptávkovém směru jsou výrazně nižší než u nabídkového směru. Tedy je možné konstatovat, že ceny na nižších stupních výrobní vertikály ovlivňují ceny na vyšších stupních více než je tomu v opačném směru. Asymetrické přenosy cen potvrzuje také Mc Corrison (2001). Na základě koeficientů EPT je také možné konstatovat, že je cenový přenos na všech stupních komoditní vertikály neelastický. To částečně potvrzuje také ve své práci Lechanová (2006), která došla k závěru, že v případě nabídkových i poptávkových šoků je ve většině případů cenový přenos neelastický, pouze u přenosů mezi cenou průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenou bylo prokázáno elastické chování v případě poptávkových šoků, což se v této práci nepotvrdilo. Také Skopal (2012) prokázal ve své práci v poptávkovém směru spotřebitelské ceny elastickou cenovou transmisi, která v této práci prokázána nebyla.

## 6 Závěr

Cílem této diplomové práce bylo posoudit cenovou transmisi u vybraných partií vepřového masa v České republice. Zároveň byla testována přítomnost sezónnosti a trendu. Dalším cílem bylo zjištění, zda jsou dané cenové přenosy asymetrické a elastické.

Za účelem naplnění cílů práce byla nejprve vytvořena literární rešerše, kde byly nejdříve popsány základní pojmy v tržní ekonomice a specifika zemědělsko-potravinářského trhu. Zároveň byly popsány základní charakteristiky komodity vepřové maso a chovu prasat. Důležitou částí literární rešerše byl také aktuální situace na trhu s vepřovým masem, z které je patrné, že podíl spotřeby vepřového masa je v České republice stabilní i přes to, že v Evropě stále klesá. V literární rešerši jsou také popsány výsledky prací jiných autorů pro závěrečnou diskuzi výsledků této diplomové práce.

K popsání situace na jednotlivých trzích komoditní vertikály byl analyzován vývoj na daných trzích pomocí indexní analýzy, konkrétně výpočty řetězových indexů a průměrných temp přírůstku. Průměrná tempa přírůstku prokázala růst pouze u spotřebitelských cen, ale ceny průmyslových výrobců a ceny zemědělských výrobců v posledních 7 letech v průměru klesají.

Pro kvantitativní posouzení cenových závislostí mezi dílčími trhy komoditní vertikály byly vytvořeny regresní modely, u kterých byla provedena statistická a ekonometrická verifikace. Výsledky těchto modelů byly komentovány v kontextu současných podmínek na trzích a dříve stanovených předpokladů. Tyto modely patří k hlavním výstupům této práce. Modely, které byly sestaveny pomocí metody nejmenších čtverců prokázaly asymetrický cenový přenos na všech úrovních komoditní vertikály.

V poslední části vlastní práce bylo hodnocení cenové transmise ve vertikále vepřového masa, respektive určení koeficientů cenových přenosů EPT. Tyto koeficienty prokázaly neelastický mezitržní cenový přenos na všech úrovních komoditní vertikály.

V celku je tedy možné konstatovat, že výsledky této práce se shodují i s výsledky jiných autorů na stejné téma až na pár výjimečných situací, kdy například jiní autoři potvrzují na určitých úrovních vertikály vepřového masa elastický cenový přenos, který se v této práci neprokázal. Naopak všichni ostatní autoři došli k závěru, že je cenová transmise na jednotlivých trzích asymetrická, což se prokázalo i v této práci.

## 7 Seznam použitých zdrojů

### Tištěné zdroje

- ARLT, J. *Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: In Politická ekonomie 45 (5), VŠE Praha, 1997. ISSN 0032-3233.
- ARLT, J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 1999. ISBN 80-716-9539-4.
- BEČVÁŘOVÁ, V. *Agrobyznys mění koncepci i kriteria úspěchu zemědělských podniků*. Praha: In Sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIV. PEF ČZU, 2005. ISBN 80-213-1372-2.
- BEČVÁŘOVÁ, V. *Zemědělská politika*. Brno: MZLU, 2001. ISBN 80-7157-514-3.
- CRAMER, G. L., JENSEN, C. W. *Agricultural Economics and Agribusiness*. New York (USA): J. Wiley and Sons, Inc., 1994. ISBN 0-471-59552-7.
- ČECHURA, L., ŠOBROVÁ L. *The price transmission in pork meat agri-food chain*. Praha: In Agricultural Economics, Vol. 54, s. 77-84, 2008.
- FOLTÝN, I., ZEDNÍČKOVÁ I. *Rentabilita zemědělských komodit*. 1. vyd. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2010. ISBN 978-80-86671-80-2.
- FRANK, R. H. *Mikroekonomie a chování*. Praha: Svoboda, 1995. ISBN 80-205-0438-9.
- FREY, G., MANERA, M. *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*. In Social Science Research network Electronic Paper Collection, 2005. (dostupné on-line).
- HÁJEK, J. *Prasata v drobném chovu na farmách*. Praha: APROS, 1992. ISBN 80-901100-2-9.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S. a kol. *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání, Praha: Professional publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
- HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- CHATFIELD, Ch. *The Analysis of Time Series – an Introduction*. USA: Chapman&Hall/CRC, 2004. ISBN 1-58488-317-0.
- INGR, I.: *Produkce a zpracování masa*. Brno: MZLU, 2004. ISBN 80-7157-719-7.
- INGR, I. *Technologie masa*. Brno: MZLU, 1996. ISBN 80-7157193-8.
- JUREČKA, V. a kol. *Mikroekonomie*. Praha: Grada Publishing. 2013. ISBN 978-80-247-4385-1.
- KVASNÍČKOVÁ, A. a kol. *Dějiny ekonomického myšlení*. Praha: Rego, 1999. ISBN 80-901872-2-6.



- LECHANOVÁ, I. *The price transmission process of supply and demand shocks in Czech meat commodity chain*. In *Agricultural Economics*, Vol. 52, 2009. ISSN 0139-570X.
- LEJNAROVÁ, Š., ŘÁČKOVÁ, A., ZOUNAR, J. *Základy ekonometrie v příkladech*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1564-9.
- Mc CORRISTON, S., MORGAN, C.W., RAYNER, A.J. *Price transmission: the interaction between market power and returns to scale*. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 2, 2001. ISSN 0165-1587.
- MINAŘÍK, B. *Statistika III pro ekonomy a manažery*. Dotisk. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 1998. ISBN 80-7157-189- X.
- O'SULLIVAN, A. a S. M. SHEFFRIN. *Economics – Principles and Tools*. New Jersey (USA): Upper Saddle River, 2003. ISBN 0-13-008151-5.
- PELAJ, V. *Cenový vývoj na trzích výrobní vertikály vepřového masa v ČR*. Brno: Diplomová práce, Mendelova univerzita v Brně, Provozně ekonomická fakulta, 2016.
- PELTZMAN, S. *Prices Rise Faster than they fall*, *Journal of Political Economy*. Vol. 108, No. 3. The University of Chicago Press, 2000. s. 466-502.
- PIPEK, P., JIROTKOVÁ, D. *Hodnocení jakosti, zpracování a zbožiznalství živočišných produktů. Část III., Hodnocení a zpracování masa, drůbeže, vajec a ryb*. 1. vydání. České Budějovice: Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, 2001. ISBN 80-7040-490-6.
- PIPEK, P. *Technologie masa*. Praha: VŠCHT, 1995. ISBN 80-7080-106-9.
- POKORNÁ, V. *Analýza cenových relací v komoditní vertikále*. Brno: Diplomová práce, Mendelova univerzita v Brně, Provozně ekonomická fakulta, 2018.
- PULKRÁBEK, J. *Chov prasat*. 1. vyd. Praha: Profí Press, 2005. ISBN 80-86726-11-8.
- SAMUELSON, P. A. a W. D. NORDHAUS. *Ekonomie*. Praha: Svoboda, 1991. ISBN 80-205-0192-4.
- SKOPAL, L. *Vývoj cen a cenových hladin v rámci komoditní vertikály agrobyznysu*. Brno: Diplomová práce, Mendelova univerzita v Brně, Agronomická fakulta, 2012.
- SOJKA, M. a B. KONEČNÝ. *Malá encyklopedie moderní ekonomie*. Praha: Libri, 2006. ISBN 80-7277-258-9.
- SOUKUP, J. *Mikroekonomická analýza*. Slaný: Melandrium, 2003. ISBN 80-86175-30-8.
- STEINHAUSER, L. *Hygiena a technologie masa*. 1. vyd. Brno: LAST, 1995. ISBN 80-900260-4-4.
- STEINHAUSER, L. a kol. *Produkce masa*. Tišnov: Last, 2000, ISBN 80-900260-7-9.

- STUPKA, R., ŠPRYSL, M., ČÍTEK, J. *Základy chovu prasat*. 1. vyd. Praha: PowerPrint, 2009. ISBN 978-80-904011-2-9.
- SZLAUROVÁ, V. *Metodické zpracování obsahu učiva tématu – maso a jeho zařazení do tematických plánů*. Bakalářská práce. Brno: MUNI v Brně, 2006.
- ŠOBRVÁ, L., MALÝ, M. *Analýza vztahů ve vertikále vepřového masa*. Praha: In Sborník z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XVII. PEF ČZU, 2008. ISBN 978-80-213-1813-7.
- TAMÁŠ, V., BEČVÁŘOVÁ, V. *Trh jatečných prasat a vepřového masa v současném agrobyznysu*. 1. vyd. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2012. ISBN 978-80-7375-689-5.
- TVRDOŇ, J. *Některé souvislosti teorie a praxe utváření tržní rovnováhy zemědělských a potravinářských výrobků*. Praha: In Sborník prací 35/92, Vysoká škola zemědělská, PEF, 1992. ISBN 80-213-0000-0.
- VALIŠ, L. *Situační a výhledová zpráva – Vepřové maso*, Praha: Ministerstvo zemědělství, 2017. ISBN 978-80-7434-369-8
- VANĚČEK, D., TOUŠEK, R., PÍCHA, K. *Marketing a logistika v potravinářském průmyslu a zemědělství*. České Budějovice: Jihočeská Univerzita v Českých Budějovicích, 2007. ISBN 978-80-7040-933-6.
- VEJČÍK, A. *Chov hospodářských zvířat*. 1. vyd. České Budějovice: Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, zemědělská fakulta, 2001. ISBN 80-7040-514-7.
- WÄHNER, M. *Vliv vysoké reprodukce prasníc na produkci, odchov a výkrm selat. Náš chov*. 2010, roč. 70, č. 10, s. 28-29. ISSN 0027-8068. (překlad Eva Václavková).
- ŽIŽLA VSKÝ, J., et al. *Chov hospodářských zvířat*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2002. ISBN 978-80-7157-615-02.

### **Elektronické zdroje**

- Ročenka Svazu chovatelů prasat v Čechách a na Moravě [online], 2018. Dostupné z: [http://www.schpcm.cz/publikace/rocenka\\_2017\\_cz.pdf](http://www.schpcm.cz/publikace/rocenka_2017_cz.pdf)
- STANĚK, S. Plemena prasat – mateřská pozice [online], 2009. Dostupné z: [www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/plemena-prasat/plemena-prasat---materska-pozice.html](http://www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/plemena-prasat/plemena-prasat---materska-pozice.html)

STANĚK, S. Plemena prasat – otcovská pozice [online], 2009. Dostupné z: [www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/plemena-prasat/plemena-prasat---otcovska-pozice.html](http://www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/plemena-prasat/plemena-prasat---otcovska-pozice.html)

SYROVÁTKA, P., I. LECHANOVÁ. *Price transmission and estimations of price elasticity of secondary demand functions: application on commodity market for food grains* [online], 2005. Dostupné z: <https://www.agriculturejournals.cz/publicFiles/58272.pdf>

## 8 Přílohy

Příloha 1 Průměrné měsíční spotřebitelské ceny za ČR celkem v Kč/kg.....	77
Příloha 2 Výsledky testování sezónnosti u spotřebitelských cen .....	78
Příloha 3 Řetězové indexy spotřebitelských cen (v %) .....	79
Příloha 4 Průměrné měsíční ceny průmyslových výrobců v Kč/kg.....	80
Příloha 5 Výsledky testování sezónnosti u cen průmyslových výrobců.....	81
Příloha 6 Řetězové indexy cen průmyslových výrobců (%).....	82
Příloha 7 Průměrné měsíční ceny zemědělských výrobců v Kč/kg.....	83
Příloha 8 Výsledky testování sezónnosti u cen zemědělských výrobců.....	84
Příloha 9 Řetězové indexy cen zemědělských výrobců (v %).....	85
Příloha 10 Kompletní výsledky modelů d_SpC_Kyta-d_CZV a d_CZV-d_SpC_Kyta.....	86
Příloha 11 Kompletní výsledky modelů d_SpC_Krkovice-d_CZV a d_CZV- d_SpC_Krkovice.....	87
Příloha 12 Kompletní výsledky modelů d_SpC_Bucek-d_CZV a d_CZV-d_SpC_Bucek.	88
Příloha 13 Kompletní výsledky modelů d_SpC_Kyta-d_CPV_Kyta a d_CPV_Kyta- d_SpC_Kyta.....	89
Příloha 14 Kompletní výsledky modelů d_SpC_Pecene-d_CPV_Pecene a d_CPV_Pecene- d_SpC_Pecene .....	90
Příloha 15 Kompletní výsledky modelů d_CPV_Kyta-d_CZV a d_CZV- d_CPV_Kyta...	91
Příloha 16 Kompletní výsledky modelů d_CPV_Pecene-d_CZV a d_CZV- d_CPV_Pecene .....	92

**Příloha 1 Průměrné měsíční spotřebitelské ceny za ČR celkem v Kč/kg**

Produkt	2012											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	110,65	110,07	108,49	109,06	109,23	110,69	112,47	112,13	115,09	119,44	119,17	118,05
Vepřová krkovice	103,06	103,28	102,14	105,18	106,24	106,35	107,11	105,46	111,67	111,52	111,38	111,71
Vepřový bůček	73,47	73,52	73,82	75,04	75,18	74,95	75,56	76,71	80,79	82,30	82,81	83,17
Produkt	2013											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	119,50	118,55	117,89	117,67	116,09	117,44	118,50	118,00	123,61	123,98	122,03	122,53
Vepřová krkovice	115,96	112,75	111,78	110,93	114,35	112,06	113,31	116,31	116,95	115,21	114,13	116,44
Vepřový bůček	82,74	83,34	82,78	82,01	81,75	82,39	83,02	82,92	85,65	85,33	84,21	86,42
Produkt	2014											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	125,41	125,09	124,22	121,90	120,32	119,12	124,63	121,47	124,58	123,57	121,02	120,28
Vepřová krkovice	117,16	116,86	114,42	117,29	117,64	115,99	119,36	117,10	115,48	115,33	115,10	114,04
Vepřový bůček	85,70	85,64	84,57	83,65	82,34	83,73	85,11	85,75	85,26	82,51	82,52	82,85
Produkt	2015											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	121,06	117,86	117,00	114,84	116,24	116,66	116,81	113,53	112,27	114,46	116,56	113,20
Vepřová krkovice	114,68	108,81	110,64	107,24	108,60	107,74	108,88	110,87	111,71	108,61	108,94	103,89
Vepřový bůček	82,84	80,85	81,37	78,32	81,40	80,66	80,81	80,32	80,33	79,73	78,67	79,73
Produkt	2016											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	115,48	109,57	111,90	110,84	110,10	106,50	111,22	116,38	113,34	121,87	120,71	113,14
Vepřová krkovice	106,98	105,03	105,16	102,65	104,54	106,73	109,72	111,36	111,09	114,75	117,75	116,38
Vepřový bůček	79,87	80,92	77,87	80,13	78,33	80,51	83,08	84,04	84,85	86,68	88,59	90,01
Produkt	2017											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	119,82	118,18	116,46	118,25	125,75	120,84	128,02	128,28	126,87	125,68	124,74	124,13
Vepřová krkovice	115,70	116,46	118,16	117,89	122,61	125,08	123,39	123,95	125,26	125,43	120,71	118,97
Vepřový bůček	88,90	89,32	88,77	91,79	93,57	94,24	97,35	97,18	97,40	97,62	95,41	95,73
Produkt	2018											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kosti	127,67	119,00	116,85	121,15	120,54	125,58	127,96	127,41	128,99	127,09	121,90	121,10
Vepřová krkovice	117,05	120,64	120,44	116,75	118,38	123,79	126,09	124,26	118,76	123,63	118,49	122,27
Vepřový bůček	94,12	91,66	91,63	93,23	91,79	90,68	90,06	89,84	88,64	91,26	91,24	89,69

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha 2 Výsledky testování sezónnosti u spotřebitelských cen**

Proměnná	Vepřová kýta bez kosti	Vepřová krkovic	Vepřový bůček
	p-hodnota	p-hodnota	p-hodnota
const	***<0,0001	***<0,0001	***<0,0001
time	0,8531	0,1872	*0,0640
dm1	0,6267	0,9650	0,4341
dm2	0,6747	0,6660	0,4639
dm3	0,5877	0,4983	0,4123
dm4	0,3961	0,7305	0,3035
dm5	0,2791	0,8861	0,3035
dm6	0,2969	0,5375	0,3465
dm7	0,4233	0,7002	0,4123
dm8	0,2853	0,7264	0,4790
dm9	0,6931	0,7428	0,9344
dm10	0,9046	0,9305	0,7870
dm11	0,8939	0,9048	0,7622
timedm1	0,3600	0,8511	0,4992
timedm2	0,8937	0,8364	0,6327
timedm3	0,9062	0,6426	0,6953
timedm4	0,5954	0,9026	0,4599
timedm5	0,3438	0,9854	0,4805
timedm6	0,3994	0,4714	0,5135
timedm7	0,2414	0,4959	0,4684
timedm8	0,1621	0,5192	0,5415
timedm9	0,4259	0,8933	0,9696
timedm10	0,6256	0,6810	0,7630
timedm11	0,8389	0,9628	0,8051

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 3 Řetězové indexy spotřebitelských cen (v %)**

Období	Řetězový index			Období	Řetězový index		
	Vepřová kýta bez kosti	Vepřová krkovice	Vepřový bůček		Vepřová kýta bez kosti	Vepřová krkovice	Vepřový bůček
2012-01				2015-07	100,13	101,06	100,19
2012-02	99,48	100,21	100,07	2015-08	97,19	101,83	99,39
2012-03	98,56	98,90	100,41	2015-09	98,89	100,76	100,01
2012-04	100,53	102,98	101,65	2015-10	101,95	97,22	99,25
2012-05	100,16	101,01	100,19	2015-11	101,83	100,30	98,67
2012-06	101,34	100,10	99,69	2015-12	97,12	95,36	101,35
2012-07	101,61	100,71	100,81	2016-01	102,01	102,97	100,18
2012-08	99,70	98,46	101,52	2016-02	94,88	98,18	101,31
2012-09	102,64	105,89	105,32	2016-03	102,13	100,12	96,23
2012-10	103,78	99,87	101,87	2016-04	99,05	97,61	102,90
2012-11	99,77	99,87	100,62	2016-05	99,33	101,84	97,75
2012-12	99,06	100,30	100,43	2016-06	96,73	102,09	102,78
2013-01	101,23	103,80	99,48	2016-07	104,43	102,80	103,19
2013-02	99,21	97,23	100,73	2016-08	104,64	101,49	101,16
2013-03	99,44	99,14	99,33	2016-09	97,39	99,76	100,96
2013-04	99,81	99,24	99,07	2016-10	107,53	103,29	102,16
2013-05	98,66	103,08	99,68	2016-11	99,05	102,61	102,20
2013-06	101,16	98,00	100,78	2016-12	93,73	98,84	101,60
2013-07	100,90	101,12	100,76	2017-01	105,90	99,42	98,77
2013-08	99,58	102,65	99,88	2017-02	98,63	100,66	100,47
2013-09	104,75	100,55	103,29	2017-03	98,54	101,46	99,38
2013-10	100,30	98,51	99,63	2017-04	101,54	99,77	103,40
2013-11	98,43	99,06	98,69	2017-05	106,34	104,00	101,94
2013-12	100,41	102,02	102,62	2017-06	96,10	102,01	100,72
2014-01	102,35	100,62	99,17	2017-07	105,94	98,65	103,30
2014-02	99,74	99,74	99,93	2017-08	100,20	100,45	99,83
2014-03	99,30	97,91	98,75	2017-09	98,90	101,06	100,23
2014-04	98,13	102,51	98,91	2017-10	99,06	100,14	100,23
2014-05	98,70	100,30	98,43	2017-11	99,25	96,24	97,74
2014-06	99,00	98,60	101,69	2017-12	99,51	98,56	100,34
2014-07	104,63	102,91	101,65	2018-01	102,85	98,39	98,32
2014-08	97,46	98,11	100,75	2018-02	93,21	103,07	97,39
2014-09	102,56	98,62	99,43	2018-03	98,19	99,83	99,97
2014-10	99,19	99,87	96,77	2018-04	103,68	96,94	101,75
2014-11	97,94	99,80	100,01	2018-05	99,50	101,40	98,46
2014-12	99,39	99,08	100,40	2018-06	104,18	104,57	98,79
2015-01	100,65	100,56	99,99	2018-07	101,90	101,86	99,32
2015-02	97,36	94,88	97,60	2018-08	99,57	98,55	99,76
2015-03	99,27	101,68	100,64	2018-09	101,24	95,57	98,66
2015-04	98,15	96,93	96,25	2018-10	98,53	104,10	102,96
2015-05	101,22	101,27	103,93	2018-11	95,92	95,84	99,98
2015-06	100,36	99,21	99,09	2018-12	99,34	103,19	98,30

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha 4 Průměrné měsíční ceny průmyslových výrobců v Kč/kg**

Produkt	2012											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	75,93	77,68	76,18	75,08	75,63	76,52	76,53	76,82	79,07	82,01	82,66	81,04
Vepřová pečeně s kostí	78,84	77,00	77,21	79,17	77,67	78,45	78,52	78,82	80,39	83,08	82,8	81,77
Produkt	2013											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	81,93	80,82	78,52	77,83	79,22	79,75	80,41	82,41	85,27	85,74	86,86	87,17
Vepřová pečeně s kostí	81,19	79,19	77,75	77,67	78,89	79,00	81,31	84,43	85,65	85,63	82,87	84,74
Produkt	2014											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	88,06	87,51	85,00	84,99	84,86	86,32	86,47	87,17	85,16	83,57	81,80	81,08
Vepřová pečeně s kostí	82,78	80,27	79,08	80,41	81,77	82,59	84,08	84,15	82,67	80,81	79,30	78,79
Produkt	2015											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	79,67	78,16	79,34	78,79	78,58	79,97	79,20	78,04	78,24	78,60	79,12	76,32
Vepřová pečeně s kostí	78,06	76,31	75,04	76,20	75,95	76,41	75,62	75,62	77,31	77,10	76,06	74,27
Produkt	2016											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	71,29	70,84	69,20	69,40	70,15	72,65	74,68	75,56	77,72	80,16	78,88	79,34
Vepřová pečeně s kostí	74,25	72,28	69,99	71,46	71,12	73,59	77,30	77,55	78,84	79,27	78,05	79,21
Produkt	2017											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	75,10	75,29	74,77	77,98	80,70	83,34	82,27	83,16	81,99	78,10	75,69	74,33
Vepřová pečeně s kostí	77,94	76,91	76,90	78,77	80,44	82,49	81,92	81,79	80,98	76,90	75,40	75,49
Produkt	2018											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Vepřová kýta bez kostí	73,86	70,26	71,19	70,69	69,16	69,92	70,25	70,96	69,64	70,40	70,18	69,45
Vepřová pečeně s kostí	74,79	72,51	72,51	72,32	71,89	71,23	71,60	72,36	73,55	71,75	71,89	71,60

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování



**Příloha 5 Výsledky testování sezónnosti u cen průmyslových výrobců**

**Vepřová kýta bez kosti      Vepřová pečeně s kostí**

Proměnná	p-hodnota	p-hodnota
const	***<0,0001	***<0,0001
time	**0,0177	***0,0054
dm1	0,3219	0,2968
dm2	0,4108	0,1141
dm3	0,2280	* 0,0695
dm4	0,1699	0,1576
dm5	0,2315	0,1636
dm6	0,3080	0,2417
dm7	0,3425	0,4250
dm8	0,4236	0,6687
dm9	0,7196	0,8938
dm10	0,9791	0,6797
dm11	0,8876	0,9944
timedm1	0,4813	0,3725
timedm2	0,7364	0,3473
timedm3	0,5096	0,3239
timedm4	0,3532	0,3751
timedm5	0,3928	0,3239
timedm6	0,3233	0,3000
timedm7	0,3317	0,3537
timedm8	0,3424	0,4699
timedm9	0,5831	0,5341
timedm10	0,8110	0,8539
timedm11	0,9885	0,9888

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 6 Řetězové indexy cen průmyslových výrobců (%)**

Období	Řetězový index		Období	Řetězový index	
	Vepřová kýta bez kosti	Vepřová pečeně s kostí		Vepřová kýta bez kosti	Vepřová pečeně s kostí
2012-01			2015-07	99,04	98,97
2012-02	102,30	97,67	2015-08	98,54	100,00
2012-03	98,07	100,27	2015-09	100,26	102,23
2012-04	98,56	102,54	2015-10	100,46	99,73
2012-05	100,73	98,11	2015-11	100,66	98,65
2012-06	101,18	101,00	2015-12	96,46	97,65
2012-07	100,01	100,09	2016-01	93,41	99,97
2012-08	100,38	100,38	2016-02	99,37	97,35
2012-09	102,93	101,99	2016-03	97,68	96,83
2012-10	103,72	103,35	2016-04	100,29	102,10
2012-11	100,79	99,66	2016-05	101,08	99,52
2012-12	98,04	98,76	2016-06	103,56	103,47
2013-01	101,10	99,29	2016-07	102,79	105,04
2013-02	98,65	97,54	2016-08	101,18	100,32
2013-03	97,15	98,18	2016-09	102,86	101,66
2013-04	99,12	99,90	2016-10	103,14	100,55
2013-05	101,79	101,57	2016-11	98,40	98,46
2013-06	100,67	100,14	2016-12	100,58	101,49
2013-07	100,83	102,92	2017-01	94,66	98,40
2013-08	102,49	103,84	2017-02	100,25	98,68
2013-09	103,47	101,44	2017-03	99,31	99,99
2013-10	100,55	99,98	2017-04	104,29	102,43
2013-11	101,31	96,78	2017-05	103,49	102,12
2013-12	100,36	102,26	2017-06	103,27	102,55
2014-01	101,02	97,69	2017-07	98,72	99,31
2014-02	99,38	96,97	2017-08	101,08	99,84
2014-03	97,13	98,52	2017-09	98,59	99,01
2014-04	99,99	101,68	2017-10	95,26	94,96
2014-05	99,85	101,69	2017-11	96,91	98,05
2014-06	101,72	101,00	2017-12	98,20	100,12
2014-07	100,17	101,80	2018-01	99,37	99,07
2014-08	100,81	100,08	2018-02	95,13	96,95
2014-09	97,69	98,24	2018-03	101,32	100,00
2014-10	98,13	97,75	2018-04	99,30	99,74
2014-11	97,88	98,13	2018-05	97,84	99,41
2014-12	99,12	99,36	2018-06	101,10	99,08
2015-01	98,26	99,07	2018-07	100,47	100,52
2015-02	98,10	97,76	2018-08	101,01	101,06
2015-03	101,51	98,34	2018-09	98,14	101,64
2015-04	99,31	101,55	2018-10	101,09	97,55
2015-05	99,73	99,67	2018-11	99,69	100,20
2015-06	101,77	100,61	2018-12	98,97	99,60

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha 7 Průměrné měsíční ceny zemědělských výrobců v Kč/kg**

Produkt	2012											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	41,143	39,826	40,283	41,123	42,099	42,07	42,234	42,146	44,312	46,401	46,356	45,348
	2013											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	43,793	41,534	40,453	40,883	41,025	41,806	43,636	45,072	46,806	46,538	46,062	45,487
	2014											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	44,429	42,76	41,867	41,808	42,567	43,501	46,223	45,731	44,533	42,99	40,441	39,765
	2015											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	39,048	37,603	37,596	37,643	37,239	37,833	38,689	38,578	38,339	38,555	37,56	35,656
	2016											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	35,456	33,862	33,483	32,939	33,417	36	39,969	41,163	41,522	43,265	41,523	40,936
	2017											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	40,757	40,255	39,978	41,355	42,661	44,333	45,09	43,778	42,682	41,363	39,319	37,448
	2018											
	Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen	Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT	35,573	33,988	34,615	34,723	33,861	34,118	34,957	35,353	36,454	35,384	34,453	34,293

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha 8 Výsledky testování sezónnosti u cen zemědělských výrobců**

**Prasata jatečná j.tř. SEU v JUT**

Proměnná	p-hodnota
const	***<0,0001
time	*** 0,0045
dm1	0,3474
dm2	0,1547
dm3	0,1243
dm4	0,1650
dm5	0,2542
dm6	0,3252
dm7	0,5828
dm8	0,6913
dm9	0,9905
dm10	0,7290
dm11	0,8206
timedm1	0,4816
timedm2	0,4104
timedm3	0,3493
timedm4	0,3669
timedm5	0,4510
timedm6	0,3486
timedm7	0,3244
timedm8	0,3763
timedm9	0,5677
timedm10	0,8308
timedm11	0,9986

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 9 Řetězové indexy cen zemědělských výrobců (v %)**

Období	Řetězový index	Období	Řetězový index	Období	Řetězový index
	Prasata jatečná j.ř. SEU v JUT		Prasata jatečná j.ř. SEU v JUT		Prasata jatečná j.ř. SEU v JUT
2012-01		2014-05	101,82	2016-09	100,87
2012-02	96,80	2014-06	102,19	2016-10	104,20
2012-03	101,15	2014-07	106,26	2016-11	95,97
2012-04	102,09	2014-08	98,94	2016-12	98,59
2012-05	102,37	2014-09	97,38	2017-01	99,56
2012-06	99,93	2014-10	96,54	2017-02	98,77
2012-07	100,39	2014-11	94,07	2017-03	99,31
2012-08	99,79	2014-12	98,33	2017-04	103,44
2012-09	105,14	2015-01	98,20	2017-05	103,16
2012-10	104,71	2015-02	96,30	2017-06	103,92
2012-11	99,90	2015-03	99,98	2017-07	101,71
2012-12	97,83	2015-04	100,13	2017-08	97,09
2013-01	96,57	2015-05	98,93	2017-09	97,50
2013-02	94,84	2015-06	101,60	2017-10	96,91
2013-03	97,40	2015-07	102,26	2017-11	95,06
2013-04	101,06	2015-08	99,71	2017-12	95,24
2013-05	100,35	2015-09	99,38	2018-01	94,99
2013-06	101,90	2015-10	100,56	2018-02	95,54
2013-07	104,38	2015-11	97,42	2018-03	101,84
2013-08	103,29	2015-12	94,93	2018-04	100,31
2013-09	103,85	2016-01	99,44	2018-05	97,52
2013-10	99,43	2016-02	95,50	2018-06	100,76
2013-11	98,98	2016-03	98,88	2018-07	102,46
2013-12	98,75	2016-04	98,38	2018-08	101,13
2014-01	97,67	2016-05	101,45	2018-09	103,11
2014-02	96,24	2016-06	107,73	2018-10	97,06
2014-03	97,91	2016-07	111,03	2018-11	97,37
2014-04	99,86	2016-08	102,99	2018-12	99,54

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha 10 Kompletní výsledky modelů d\_SpC\_Kyta-d\_CZV a d\_CZV-d\_SpC\_Kyta**

**Model d\_SpC\_kyta-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,2818	0,3099	0,9093	0,3662	
d_CZV_1	1,2310	0,2737	4,4980	<0,0001	***
d_CZV_3	0,4544	0,2492	1,8236	0,0724	*
d_SpC_Kyta_1	-0,4403	0,1052	-4,1860	<0,0001	***
d_SpC_Kyta_6	0,2254	0,0991	2,2732	0,0260	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,1121	Sm. odchylka závisle proměnné	3,2785
Součet čtverců reziduí	522,9374	Sm. chyba regrese	2,6950
Koeficient determinace	0,3599	Adjustovaný koeficient determinace	0,3243
F(4, 72)	10,1188	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-183,0110	Akaikovo kritérium	376,0221
Schwarzovo kritérium	387,7411	Hannan-Quinnovo kritérium	380,7096
rho (koeficient autokorelace)	-0,0379	Durbinovo h	-0,8644

**Model d\_CZV-d\_SpC\_Kyta**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,1091	0,1020	-1,0699	0,2882	
d_SpC_Kyta_1	-0,1285	0,0343	-3,7448	0,0004	***
d_SpC_Kyta_4	-0,0555	0,0331	-1,6764	0,0979	*
dm7	0,9643	0,3508	2,7492	0,0075	***
d_CZV_1	0,6479	0,0867	7,4732	<0,0001	***
d_CZV_4	-0,1670	0,0837	-1,9943	0,0499	**

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0988	Sm. odchylka závisle proměnné	1,2696
Součet čtverců reziduí	51,6582	Sm. chyba regrese	0,8412
Koeficient determinace	0,5891	Adjustovaný koeficient determinace	0,5610
F(5, 73)	20,9316	P-hodnota(F)	0,0000
Logaritmus věrohodnosti	-95,3166	Akaikovo kritérium	202,6332
Schwarzovo kritérium	216,8499	Hannan-Quinnovo kritérium	208,3288
rho (koeficient autokorelace)	0,0707	Durbinovo h	0,9854

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 11 Kompletní výsledky modelů d\_SpC\_Krkovice-d\_CZV a d\_CZV-d\_SpC\_Krkovice**

**Model d\_SpC\_krkovice-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,2232	0,2630	0,8488	0,3989	
d_CZV	1,0743	0,2140	5,0200	<0,0001	***
d_CZV_5	0,6177	0,2574	2,3999	0,0191	**
d_CZV_6	-0,7840	0,2593	-3,0238	0,0035	***
dml	2,2551	1,0182	2,2148	0,0301	**
d_SpC_krkovice_1	-0,3602	0,0975	-3,6936	0,0004	***
d_SpC_krkovice_4	0,3579	0,1045	3,4243	0,0010	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,1969	Sm. odchylka závisle proměnné	2,6395
Součet čtverců reziduí	294,9721	Sm. chyba regrese	2,0676
Koeficient determinace	0,4429	Adjustovaný koeficient determinace	0,3864
F(7, 69)	7,8370	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-160,9667	Akaikovo kritérium	337,9333
Schwarzovo kritérium	356,6838	Hannan-Quinnovo kritérium	345,4333
rho (koeficient autokorelace)	-0,1013	Durbinovo h	-1,7176

**Model d\_CZV-d\_SpC\_Krkovice**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,3111	0,1063	-2,9270	0,0046	***
d_SpC_krkovice	0,1551	0,0396	3,9148	0,0002	***
d_SpC_krkovice_1	0,0972	0,0421	2,3108	0,0237	**
dm9	0,7339	0,3351	2,1900	0,0318	**
dm7	1,1625	0,3471	3,3491	0,0013	***
d_CZV_1	0,3683	0,0849	4,3378	<0,0001	***
d_CZV_4	-0,3757	0,0765	-4,9124	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0988	Sm. odchylka závisle proměnné	1,2696
Součet čtverců reziduí	50,1877	Sm. chyba regrese	0,8349
Koeficient determinace	0,6008	Adjustovaný koeficient determinace	0,5675
F(6, 72)	18,0598	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-94,1759	Akaikovo kritérium	202,3517
Schwarzovo kritérium	218,9379	Hannan-Quinnovo kritérium	208,9967
rho (koeficient autokorelace)	-0,0092	Durbinovo h	-0,1242

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 12 Kompletní výsledky modelů d\_SpC\_Bucek-d\_CZV a d\_CZV-d\_SpC\_Bucek**

**Model d\_Spc\_bucek-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,3560	0,1419	2,5093	0,0144	**
d_CZV	0,4734	0,1326	3,5707	0,0006	***
d_CZV_1	0,4985	0,1370	3,6380	0,0005	***
d_CZV_5	0,5127	0,1229	4,1723	0,0001	***
dm4	-2,7530	1,1890	-2,3153	0,0235	**
d_SpC_bucek_1	-0,3245	0,1024	-3,1692	0,0023	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,1890	Sm. odchylka závisle proměnné	1,4975
Součet čtverců reziduí	95,8912	Sm. chyba regrese	1,1621
Koeficient determinace	0,4447	Adjustovaný koeficient determinace	0,3978
F(6, 71)	9,4764	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-118,7309	Akaikovo kritérium	251,4619
Schwarzovo kritérium	267,9588	Hannan-Quinnovo kritérium	258,0659
rho (koeficient autokorelace)	-0,1234	Durbinovo h	-2,5521

**Model d\_CZV-d\_SpC\_Bucek**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,3316	0,1134	-2,9250	0,0046	***
d_SpC_bucek	0,2040	0,0767	2,6601	0,0096	***
d_SpC_bucek_1	0,1567	0,0779	2,0099	0,0482	**
dm7	1,2376	0,3633	3,4065	0,0011	***
dm9	0,5982	0,3534	1,6926	0,0948	*
d_CZV_1	0,3203	0,0980	3,2677	0,0017	***
d_CZV_4	-0,3761	0,0813	-4,6273	<0,0001	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0988	Sm. odchylka závisle proměnné	1,2696
Součet čtverců reziduí	54,7764	Sm. chyba regrese	0,8722
Koeficient determinace	0,5643	Adjustovaný koeficient determinace	0,5280
F(6, 72)	15,5416	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-97,6317	Akaikovo kritérium	209,2634
Schwarzovo kritérium	225,8495	Hannan-Quinnovo kritérium	215,9083
rho (koeficient autokorelace)	0,0352	Durbinovo h	0,6373

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování



**Příloha 13 Kompletní výsledky modelů d\_SpC\_Kyta-d\_CPV\_Kyta a d\_CPV\_Kyta-d\_SpC\_Kyta**

**Model d\_SpC\_kyta-d\_CPV\_kyta**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,5025	0,2905	1,7296	0,0880	*
d_CPV_Kyta_1	0,9930	0,1800	5,5180	<0,0001	***
d_CPV_Kyta_5	0,5083	0,1965	2,5874	0,0117	**
d_SpC_Kyta_1	-0,4306	0,0969	-4,4460	<0,0001	***
d_SpC_Kyta_2	-0,2629	0,0986	-2,6672	0,0095	***
d_SpC_Kyta_4	-0,2505	0,1090	-2,2989	0,0245	**
d_SpC_Kyta_5	-0,3433	0,1014	-3,3840	0,0012	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,1335	Sm. odchylka závisle proměnné	3,2626
Součet čtverců reziduí	448,9106	Sm. chyba regrese	2,5145
Koeficient determinace	0,4523	Adjustovaný koeficient determinace	0,4060
F(6, 71)	9,7729	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-178,9317	Akaikovo kritérium	371,8634
Schwarzovo kritérium	388,3603	Hannan-Quinnovo kritérium	378,4674
rho (koeficient autokorelace)	0,0378	Durbinovo h	0,6447

**Model d\_CPV\_Kyta-d\_SpC\_Kyta**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,0893	0,1743	-0,5124	0,6099	
d_CPV_kyta_1	0,3203	0,1034	3,0983	0,0027	***
d_CPV_kyta_5	-0,2900	0,1025	-2,8293	0,0060	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0906	Sm. odchylka závisle proměnné	1,6942
Součet čtverců reziduí	177,1082	Sm. chyba regrese	1,5367
Koeficient determinace	0,1986	Adjustovaný koeficient determinace	0,1773
F(2, 75)	9,2944	P-hodnota(F)	0,0002
Logaritmus věrohodnosti	-142,6592	Akaikovo kritérium	291,3185
Schwarzovo kritérium	298,3886	Hannan-Quinnovo kritérium	294,1488
rho (koeficient autokorelace)	-0,0870	Durbinovo h	-1,8852

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 14 Kompletní výsledky modelů d\_SpC\_Pecene-d\_CPV\_Pecene a d\_CPV\_Pecene- d\_Spc\_Pecene**

**Model d\_SpC\_pecene-d\_CPV\_pecene**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,2217	0,1888	1,1746	0,2439	
d_CVP_Pecene	0,5160	0,1383	3,7299	0,0004	***
d_CVP_Pecene_1	0,3339	0,1459	2,2885	0,0250	**
d_CVP_Pecene_4	0,3283	0,1298	2,5301	0,0135	**
d_SpC_Pecene_1	-0,2258	0,1060	-2,1301	0,0365	**

Střední hodnota závisle proměnné	0,1004	Sm. odchylka závisle proměnné	1,9312
Součet čtverců reziduí	204,8422	Sm. chyba regrese	1,6638
Koeficient determinace	0,2958	Adjustovaný koeficient determinace	0,2578
F(4, 74)	7,7717	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-149,7314	Akaikovo kritérium	309,4628
Schwarzovo kritérium	321,3101	Hannan-Quinnovo kritérium	314,2092
rho (koeficient autokorelace)	-0,0274	Durbinovo h	-0,7280

**Model d\_CPV\_pecene-d\_SpC\_pecene**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,1900	0,1428	-1,3310	0,1875	
d_SpC_Pecene	0,3150	0,0765	4,1175	0,0001	***
d_SpC_Pecene_1	0,1258	0,0752	1,6733	0,0987	*
d_CPV_pecene_4	-0,1878	0,1028	-1,8281	0,0717	*
d_CPV_pecene_5	-0,1923	0,1072	-1,7945	0,0770	*
d_CPV_pecene_6	-0,1858	0,1018	-1,8264	0,0720	*

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0898	Sm. odchylka závisle proměnné	1,4854
Součet čtverců reziduí	109,8243	Sm. chyba regrese	1,2437
Koeficient determinace	0,3451	Adjustovaný koeficient determinace	0,2990
F(5, 71)	7,4827	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-122,9287	Akaikovo kritérium	257,8574
Schwarzovo kritérium	271,9202	Hannan-Quinnovo kritérium	263,4824
rho (koeficient autokorelace)	0,0602	Durbin-Watsonova statistika	1,8780

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 15 Kompletní výsledky modelů d\_CPV\_Kyta-d\_CZV a d\_CZV- d\_CPV\_Kyta**

**Model d\_CPV\_Kyta-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,0068	0,1430	-0,0473	0,9624	
d_CZV	0,7335	0,1169	6,2742	<0,0001	***
d_CZV_2	0,3099	0,1164	2,6617	0,0094	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0830	Sm. odchylka závisle proměnné	1,6710
Součet čtverců reziduí	128,4976	Sm. chyba regrese	1,2835
Koeficient determinace	0,4248	Adjustovaný koeficient determinace	0,4100
F(2, 78)	28,8009	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-133,6232	Akaikovo kritérium	273,2464
Schwarzovo kritérium	280,4297	Hannan-Quinnovo kritérium	276,1284
rho (koeficient autokorelace)	-0,1375	Durbin-Watsonova statistika	2,2611

**Model d\_CZV-d\_CPV\_Kyta**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,2660	0,0960	-2,7721	0,0071	***
d_CPV_kyta	0,3434	0,0606	5,6705	<0,0001	***
d_CPV_kyta_1	0,1419	0,0683	2,0767	0,0414	**
dm7	1,3720	0,3182	4,3115	0,0001	***
dm9	0,7850	0,3373	2,3276	0,0228	**
d_CZV_1	0,2240	0,1024	2,1873	0,0320	**
d_CZV_2	-0,1829	0,0973	-1,8799	0,0642	*
d_CZV_4	-0,2631	0,0704	-3,7356	0,0004	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0988	Sm. odchylka závisle proměnné	1,2696
Součet čtverců reziduí	40,2516	Sm. chyba regrese	0,7529
Koeficient determinace	0,6798	Adjustovaný koeficient determinace	0,6483
F(7, 71)	21,5367	P-hodnota(F)	<0,0001
Logaritmus věrohodnosti	-85,4614	Akaikovo kritérium	186,9228
Schwarzovo kritérium	205,8783	Hannan-Quinnovo kritérium	194,5170
rho (koeficient autokorelace)	-0,0407	Durbinovo h	-0,8736

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování

**Příloha 16 Kompletní výsledky modelů d\_CPV\_Pecene-d\_CZV a d\_CZV- d\_CPV\_Pecene**

**Model d\_CPV\_Pecene-d\_CZV**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0646	0,1000	0,6463	0,5201	
d_CZV	0,8774	0,0956	9,1822	0,0000	***
d_CZV_1	0,5142	0,1385	3,7115	0,0004	***
d_CZV_2	0,3198	0,1486	2,1515	0,0348	**
d_CZV_3	0,3883	0,1354	2,8672	0,0054	***
d_CPV_pecene_1	-0,4533	0,1126	-4,0256	0,0001	***
d_CPV_pecene_2	-0,4324	0,1132	-3,8207	0,0003	***
d_CPV_pecene_3	-0,2838	0,1105	-2,5678	0,0123	**

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0946	Sm. odchylka závisle proměnné	1,4689
Součet čtverců reziduí	51,1291	Sm. chyba regrese	0,8486
Koeficient determinace	0,7001	Adjustovaný koeficient determinace	0,6663
F(8, 71)	20,7144	P-hodnota(F)	0,0000
Logaritmus věrohodnosti	-95,6081	Akaikovo kritérium	209,2163
Schwarzovo kritérium	230,6545	Hannan-Quinnovo kritérium	217,8115
rho (koeficient autokorelace)	-0,0139	Durbin-Watsonova statistika	1,9463

**Model d\_CZV-d\_CPV\_Pecene**

Proměnná	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-0,1176	0,0771	-1,5263	0,1314	
d_CPV_pecene	0,5021	0,0561	8,9441	0,0000	***
d_CPV_pecene_1	0,3093	0,0604	5,1200	0,0000	***
d_CPV_pecene_2	0,2082	0,0752	2,7707	0,0071	***
d_CPV_pecene_3	0,1241	0,0709	1,7508	0,0843	*
dm7	0,8331	0,2775	3,0027	0,0037	***
d_CZV_2	-0,2736	0,1114	-2,4551	0,0165	**
d_CZV_4	-0,2033	0,0698	-2,9107	0,0048	***

Střední hodnota závisle proměnné	-0,0988	Sm. odchylka závisle proměnné	1,2696
Součet čtverců reziduí	29,2540	Sm. chyba regrese	0,6419
Koeficient determinace	0,7673	Adjustovaný koeficient determinace	0,7444
F(7, 71)	33,4461	P-hodnota(F)	0,0000
Logaritmus věrohodnosti	-72,8556	Akaikovo kritérium	161,7113
Schwarzovo kritérium	180,6669	Hannan-Quinnovo kritérium	169,3055
rho (koeficient autokorelace)	-0,0897	Durbin-Watsonova statistika	2,1759

Zdroj: Výstupy z programu Gretl, vlastní zpracování