

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Ekonometrická analýza cenové transmise  
ve vertikále produkce vepřového masa**

**Bc. Michaela Machová**

© 2020 ČZU v Praze

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Michaela Machová

Ekonomika a management

Provoz a ekonomika

Název práce

**Ekonometrická analýza cenové transmise ve vertikále produkce vepřového masa**

Název anglicky

**Econometric Analysis of Price Transmission in Vertical Integration in Pork Production**

---

### Cíle práce

Hlavním cílem práce je charakteristika vazeb ve vertikále produkce vepřového masa, identifikace cenových přenosů na jednotlivých stupních vertikály a vyhodnocení těchto vazeb použitím ekonometrických metod.

### Metodika

Hlavního cíle bude dosaženo použitím metodických nástrojů:

- studium odborné literatury a následné vypracování rešerše zaměřené na charakteristiku trhu vepřového masa
- odvození teoretického modelu
- sběr podkladových dat a jejich zpracování
- provedení komplexní ekonometrické analýzy zvoleného modelu
- práce s programy Gretl a MS Office při vlastních výpočtech
- provedení ex-ante prognózy

**Doporučený rozsah práce**

60 – 80 stran

**Klíčová slova**

Ekonometrická analýza, cenový přenos, transmise, výrobová vertikála, vepřové maso

---

**Doporučené zdroje informací**

- CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.
- HUF, J. – GALENTINO, R. – GEMIGNANI, C. – GEMIGNANI, Z. – SCHUERMANN, P J. *Efektivní analýza a využití dat*. Brno: Computer Press, 2015. ISBN 978-80-251-4571-5
- HUŠEK, R. – PELIKÁN, J. *Aplikovaná ekonometrie : teorie a praxe*. Praha: Professional Publishing, 2003. ISBN 80-86419-29-0.
- KABACOFF, R. *R in action : data analysis and graphics with R*. Shelter Island: Manning, 2015. ISBN 978-1-61729-138-8
- NOVÁK, J. – MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. *Situační a výhledová zpráva vepřové maso*. Praha, 2014. ISBN 978-80-7434-247-9
- PETEROVÁ, J. – ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE. PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA. *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, 2010. ISBN 978-80-213-2053-6.
- ŠÍMEK, M. *Produkce kvalitního vepřového masa s vysokou nutriční hodnotou*. Praha: Ústav zemědělských a potravinářských informací, 1998. ISBN 80-86153-82-7.
- TVRDOŇ, J. – ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE. KATEDRA ZEMĚDĚLSKÉ EKONOMIKY. *Ekonometrie*. Praha: ČZU PEF Praha ve vydavatelství Credit, 2001. ISBN 80-213-0819-2.
- VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE, – HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- WHITTEMORE, C T. – KYRIAZAKIS, I. *Whittemore's science and practice of pig production*. Oxford, OX, UK ; Ames, Iowa, USA: Blackwell Pub., 2005. ISBN 1-4051-2448-2.

---

**Předběžný termín obhajoby**

2019/20 LS – PEF

**Vedoucí práce**

Ing. Tomáš Maier, Ph.D.

**Garantující pracoviště**

Katedra ekonomiky

---

Elektronicky schváleno dne 10. 3. 2020

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry

---

Elektronicky schváleno dne 11. 3. 2020

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 01. 04. 2020

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Ekonometrická analýza cenové transmise ve vertikále produkce vepřového masa" 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 neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.3.2020

---

### **Poděkování**

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Tomáši Maierovi, Ph.D. za poskytnutí cenných rad a odborné vedení při zpracování diplomové práce. Dále bych chtěla poděkovat své rodině za pochopení a psychickou podporu při zpracování této práce.

# **Ekonometrická analýza cenové transmise ve vertikále produkce vepřového masa**

## **Souhrn**

Předložená diplomová práce se zabývá ekonometrickou analýzou vertikály produkce vepřového masa, konkrétně působením relevantních proměnných na finální produkci vepřového masa v České republice a specifikací cenových přenosů mezi jednotlivými stupni výrobní vertikály. Práce je rozdělena na tři hlavní tematické okruhy, z nichž je v prvním přiblížena problematika ekonometrického modelování a charakteristika komoditní vertikály a cenové transmise obecně. Ve druhé části jsou shrnuty teoretické poznatky a ekonomické aspekty produkce vepřového masa v České republice. V praktické části je formulován, specifikován, kvantifikován a verifikován ekonometrický model produkce vepřového masa, který je následně využit pro stanovení prognózy ex-ante. Dále jsou specifikovány cenové přenosy mezi jednotlivými částmi výrobní vertikály a provedena ekonometrická analýza.

**Klíčová slova:** Ekonometrická analýza, cenový přenos, transmise, výrobní vertikála, vepřové maso

# **Econometric Analysis of Price Transmission in Vertical Integration in Pork Production**

## **Summary**

The submitted diploma thesis deals with econometric analysis of price transmission in vertical integration in pork production, especially the impact of relevant variables in the production of pork in Czech republic and specification of price transmission between each part of vertical integration in pork production. The thesis is divided into three main parts, the first parts describes econometric modeling, general characteristic of the production in vertical integration in pork production and price transmission in general. The second part summarizes the theoretical knowledge and economical aspects of pork production in Czech republic. The practical part includes formulation, specification, quantification and verification of the econometric model of pork production, which is additionally used for the prognosis of future development. Further there are specified price transfers in each part of vertical integration and accomplished an econometric analysis of the price transmission.

**Keywords:** Econometric analysis, Price transfer, Transmission, Vertical integration,

# Obsah

<b>1 Úvod.....</b>	<b>12</b>
<b>2 Cíl práce .....</b>	<b>13</b>
<b>3 Metodika .....</b>	<b>14</b>
3.1 Zdroje dat pro ekonomické modely .....	14
3.1.1 Časové řady.....	14
3.2 Ekonometrická analýza .....	15
3.2.1 Klasický lineární regresní model .....	16
3.2.2 Modely simultánních rovnic .....	18
3.2.3 Kvantifikace ekonometrického modelu .....	19
3.2.4 Verifikace ekonometrického modelu.....	21
3.2.4.1 Ekonomická verifikace .....	21
3.2.4.2 Statistická verifikace .....	21
3.2.4.3 Ekonometrická verifikace.....	22
3.2.5 Aplikace modelu .....	24
3.2.5.1 Ekonomické prognózování .....	24
3.2.5.2 Prognóza ex post.....	25
3.2.5.3 Prognóza ex ante.....	25
<b>4 Teoretická východiska .....</b>	<b>26</b>
4.1 Vepřové maso.....	26
4.1.1 Chov prasat .....	26
4.1.1.1 Plemena prasat .....	27
4.1.2 Výkrm prasat.....	28
4.1.3 Nákladovost výroby .....	30
4.1.4 Porážka jatečných zvířat .....	31
4.1.5 Klasifikace jatečně upravených těl .....	33
4.2 Výrobní vertikály.....	34
4.2.1 Vertikála vepřového masa .....	35
4.3 Situace na trhu s vepřovým masem.....	36
4.3.1 Světový trh.....	36
4.3.2 Evropský trh.....	38
4.3.3 Situace na trhu v České republice.....	39
4.3.3.1 Produkce vepřového masa v ČR.....	41
4.3.3.2 Spotřeba vepřového masa.....	42



4.4	Cenová transmise .....	44
<b>5</b>	<b>Vlastní práce .....</b>	<b>46</b>
5.1	Analýza produkce vepřového masa .....	46
5.2	Analýza cenové transmise.....	53
5.2.1	Analýza modelu 1 – Cena zemědělských výrobců prasat.....	56
5.2.2	Analýza modelu 2 – Cena průmyslových výrobců JUT .....	62
5.2.3	Analýza modelu 3 – Cena průmyslových výrobců vepřové kýty .....	70
5.2.4	Analýza modelu 4 – Spotřebitelská cena.....	77
<b>6</b>	<b>Výsledky a diskuze .....</b>	<b>85</b>
6.1	Vyhodnocení hypotéz.....	85
6.2	Výsledky analýz.....	88
<b>7</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>89</b>
<b>8</b>	<b>Seznam použitých zdrojů .....</b>	<b>90</b>
<b>9</b>	<b>Přílohy .....</b>	<b>94</b>

## Seznam obrázků

Obrázek 1 Plemena prasat, zleva: Bílé ušlechtilé prase, Landrace, Přestické černostrakaté prase .....	28
Obrázek 2 Plemena prasat, zleva: Duroc, Hampshire, Pietrain .....	28
Obrázek 3 Přístroj s upoutaným projektilem a správná aplikace.....	32
Obrázek 4 Odvětvová vertikála vepřového masa .....	35
Obrázek 5 Mapa výskytu AMP v zahraničí.....	37

## Seznam tabulek

Tabulka 1 Výživová hodnota vepřového masa .....	26
Tabulka 2 Klasifikace SEUROP .....	33
Tabulka 3 Podíl odvětví na hrubé přidané hodnotě v České republice .....	39
Tabulka 4 Stavby prasat v ČR (tis.ks) .....	40
Tabulka 5 Produkce vepřového masa v ČR (tis.t.ž.hm.) .....	41
Tabulka 6 Dovoz vepřového masa do ČR (tis.t.ž.hm.).....	42
Tabulka 7 Spotřeba vepřového masa v ČR (kg/os/rok).....	43
Tabulka 8 Korelační matice .....	48
Tabulka 9 Odhad strukturálního modelu .....	49
Tabulka 10 Výsledky statistické verifikace modelu produkce vepřového masa .....	50
Tabulka 11 Odhad rovnice pro prognózu ex post.....	51
Tabulka 12 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných .....	52
Tabulka 13 Porovnání hodnot produkce vepřového masa.....	52
Tabulka 14 Odhad predeterminovaných proměnných.....	52
Tabulka 15 Výsledky prognózy ex ante .....	53
Tabulka 16 Porovnání odhadu ex ante.....	53
Tabulka 17 Korelační matice .....	58
Tabulka 18 Odhad strukturálního modelu s použitím HAC standartní chyby .....	58
Tabulka 19 Výsledky statistické verifikace modelu 1 .....	59
Tabulka 20 Odhad rovnice pro prognózu ex post.....	60
Tabulka 21 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných .....	61
Tabulka 22 Porovnání hodnot CZV .....	61
Tabulka 23 Odhad predeterminovaných proměnných.....	62
Tabulka 24 Výsledky prognózy ex ante .....	62
Tabulka 25 Korelační matice .....	65
Tabulka 26 Odhad strukturálního modelu s použitím HAC standartní chyby .....	65
Tabulka 27 Výsledky statistické verifikace modelu 2 .....	66
Tabulka 28 Odhad rovnice pro prognózu ex post.....	68
Tabulka 29 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných .....	68
Tabulka 30 Porovnání hodnot CZV .....	68
Tabulka 31 Odhad predeterminovaných proměnných.....	69
Tabulka 32 Výsledky prognózy ex ante .....	69
Tabulka 33 Korelační matice .....	72
Tabulka 34 Odhad strukturálního modelu .....	72
Tabulka 35 Výsledky statistické verifikace modelu 3 .....	73
Tabulka 36 Odhad rovnice pro prognózu ex post.....	75
Tabulka 37 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných .....	75
Tabulka 38 Porovnání hodnot CPV .....	75
Tabulka 39 Odhad predeterminovaných proměnných.....	76

Tabulka 40 Výsledky prognózy ex ante .....	76
Tabulka 41 Korelační matice .....	79
Tabulka 42 Odhad strukturálního modelu .....	80
Tabulka 43 Výsledky statistické verifikace modelu 1 .....	81
Tabulka 44 Odhad rovnice pro prognózu ex post .....	82
Tabulka 45 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných .....	83
Tabulka 46 Porovnání hodnot CZV .....	83
Tabulka 47 Odhad predeterminovaných proměnných .....	84
Tabulka 48 Výsledky prognózy ex ante .....	84

## Seznam grafů

Graf 1 Světoví producenti vepřového masa .....	36
Graf 2 Nejvýznamnější producenti vepřového masa a jejich podíl na produkci EU v roce 2018 .....	38
Graf 3 Přepočítání produkce na kg/obyvatele .....	39
Graf 4 Produkce vepřového masa a její determinanty .....	42
Graf 5 Spotřeba masa (kg/os/rok) .....	43
Graf 6 Podíl na spotřebě masa v roce 2018 .....	44
Graf 7 Produkce vepřového masa a její determinanty (tis.t.ž.hm) .....	47
Graf 8 Test normality reziduí .....	51
Graf 10 Cenový vývoj jednotlivých prvků ve vertikále .....	54
Graf 11 Cenový vývoj CZV a CPV .....	56
Graf 12 Test normality reziduí .....	60
Graf 13 Cenový vývoj CPV masných výrobků .....	63
Graf 14 Cenový vývoj CZV a CPV .....	64
Graf 15 Test normality reziduí .....	67
Graf 16 Cenový vývoj CPV a SC .....	70
Graf 17 Vývoj CPV vepřové kýty a vepřové pečeně .....	73
Graf 18 Test normality reziduí .....	74
Graf 19 Cenový vývoj CPV a SC vepřové kýty .....	77
Graf 20 Cenový vývoj CPV masných výrobků .....	78
Graf 21 Test normality reziduí .....	82

## Seznam zkratk

SC	Spotřebitelská cena
CZV	Cena zemědělských výrobců
CPV	Cena zemědělských výrobců
JUT	Jatečně upravené tělo
ČR	Česká republika
EU	Evropská unie
MZE	Ministerstvo zemědělství

# 1 Úvod

Zemědělství je limitujícím faktorem rozvoje lidské společnosti a i přesto, že ekonomická funkce zemědělství v posledních letech pozvolna ztrácí na významu, produkce potravin stále patří mezi jeho nejvýznamnější funkce.

Spotřeba vepřového masa má v České republice i ostatních zemích dlouhodobou tradici, což mimo jiné souvisí s jeho oblibou mezi spotřebiteli a hojným využitím v tradiční kuchyni.

Vepřové maso, hojně využívané především v tradiční české kuchyni, hraje v lidské výživě významnou roli. Díky příznivému obsahu všech esenciálních aminokyselin, které jsou důležité pro obnovu bílkovinných struktur v těle, je dobře využitelným zdrojem bílkovin. Vepřové maso je konzumováno více než 15 tisíc generací, lze tedy tvrdit, že lidský organismus je na smíšený typ stravy dobře adaptován. Lov zvěře za účelem získávání potravy je doložen již u našeho předka *Homo erectus*, který se vyvinul v Africe před 1,8 miliony lety. Postupem času se od lovu ustupovalo a rozhodujícím faktorem se stalo pěstování plodin a chov domestikovaných zvířat. S rozvojem městských center se spotřeba masa snižovala a zvyšovala se konzumace obilovin. Základem obživy nižších vrstev obyvatelstva bylo obilí, konzumace masa a drahého jídla byla známkou vyššího postavení. Začátek moderního stravování nastal teprve se zásadními politickými, socioekonomickými a technologickými změnami způsobenými pozemkovými reformami po napoleonských válkách, jejichž důsledkem došlo ke zvýšení zemědělské produkce, zintenzivnění chovu dobytka a vzestupu životní úrovně. Největší nárůst spotřeby masa byl zaznamenán v letech 1945–1970 a celosvětově spotřeba masa rok od roku narůstá, dodnes činí přibližně padesát procent celkové spotřeby masa.

## 2 Cíl práce

Hlavním cílem této diplomové práce je charakteristika vazeb ve vertikále produkce vepřového masa v České republice, identifikace cenových přenosů na jednotlivých stupních vertikály a ekonometrická analýza těchto vazeb. Před přistoupením k praktické části je vysvětlena problematika produkce vepřového masa se zaměřením na produkční proces a ekonomické charakteristiky, jejímž výstupem je nalezení relevantních ukazatelů použitelných při ekonometrickém modelování.

Hlavního cíle je dosaženo prostřednictvím následujících dílčích cílů:

1. Charakteristika vertikály produkce vepřového masa v České republice a identifikace vztahů na jednotlivých stupních
2. Odvození teoretického modelu produkce vepřového masa
3. Provedení ekonometrické analýzy zvoleného modelu produkce vepřového masa
4. Kvantifikace vztahů mezi jednotlivými stupni výrobní vertikály
5. Ekonometrická analýza cenových přenosů mezi jednotlivými stupni vertikály

V souvislosti se zvoleným cílem diplomové práce byly definovány následující hypotézy:

- H<sub>1</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna jeho spotřebou v daném nebo předchozím období
- H<sub>2</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna výší produkce v předchozích obdobích
- H<sub>3</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna dovozem a vývozem
- H<sub>4</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou zemědělských výrobců vepřového masa a cenou krmných směsí
- H<sub>5</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat a cenou zemědělských výrobců prasat
- H<sub>6</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa a cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl
- H<sub>7</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi spotřebitelskou cenou a cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa

## 3 Metodika

### 3.1 Zdroje dat pro ekonomické modely

Při sběru podkladových dat, který předchází tvorbě ekonometrických modelů, se můžeme setkat se třemi typy dat, časovými řadami, průřezovými a panelovými daty.

Časové řady zachycují vývoj jedné proměnné v po sobě jdoucích časových obdobích s chronologickým řazením (Lejnarová a kol., 2009) a liší se frekvencí, s níž jsou získávány. Obvykle jsou zpracovávána data roční, u kterých je hodnota příslušné proměnné zaznamenávána pravidelně každý rok, ale také čtvrtletní, měsíční a denní (Němec, 2012).

Průřezová data zachycují pozorování několika jevů v jednom časovém okamžiku, jsou vztažena ke specifickým jednotkám a nezáleží tak na pořadí, ve kterém byla data posbírána (Čerbáková, 2006). V některých případech nemají průřezová data podobu čísel, například u odpovědí dotazníkového šetření s možnými odpověďmi ano / ne. V tomto případě je nezbytný převod odpovědí do numerické podoby, nejčastěji v podobě volby hodnoty 1 v případě odpovědi „ano“ a hodnoty 0 pro odpověď „ne“ (Němec, 2012).

Panelová data jsou kombinací průřezových a časových řad (Lejnarová a kol., 2009). Mají časovou i průřezovou komponentu a zachycují tak pozorování mnoha jevů po několik časových období. Příkladem panelových dat může být sledování příjmu u sta lidí různého věku po dobu 10 let (Čerbáková, 2006).

#### 3.1.1 Časové řady

Cenové úrovně na jednotlivých stupních vertikály produkce vepřového masa jsou vzájemně ovlivněny. Zkoumáním těchto úrovní, vzájemných vztahů a závislostí se zabývá analýza cenové transmise, která bude dále v práci definována v teoretické rovině a následně provedena v praktické části. Nejvhodnějším nástrojem pro analýzu časových řad jsou vícerozměrné modely časových řad, které jsou z hlediska prognostického využití využívány stále častěji. Časovou řadou se rozumí uspořádání věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), která jsou jednoznačně uspořádána z aspektu času ve směru z minulosti do budoucnosti.

Hindls (2007) dělí základní druhy časových řad ekonomických ukazatelů dle různých hledisek:

- intervalové a okamžikové (dle rozhodného časového hlediska)
- dlouhodobé a krátkodobé (dle periodicity)

- časové řady primárních a sekundárních charakteristik (dle druhu ukazatelů)
- časové řady neutrálních a peněžních ukazatelů (dle způsobu vyjádření)

K náležitému využití paměťového prvku časových řad musí být splněny dva základní požadavky:

- Chronologické seřazení údajů
- Vzájemná porovnatelnost údajů

V případě nesplnění výše uvedených požadavků musí být údaje před vlastním odhadem parametrů upraveny, nejčastěji pomocí interpolace, extrapolace, spojením časových řad přepočtem na stejný základ nebo zhlazováním časových řad (Tvrdoň, 2014). Odvození parametrů ekonometrických modelů na základě časových řad je pro prognostické účely výhodné, ale trendová složka nepříznivě ovlivňuje přesnost statistického sledování těsnosti závislosti mezi endogenními a predeterminovanými proměnnými, čímž je vyvolána multikolinearita mezi predeterminovanými proměnnými (Tvrdoň, 2014). Pro reálné zjištění těsnosti závislosti je nutné vyloučení vývojového trendu, které v případě lineárního trendu spočívá ve stanovení trendové funkce proměnných, jejichž těsnost je zkoumána, a následném vyčíslení odchylky od trendu. Tento postup je platný pro všechny typy ekonometrických funkcí odvozených z časových řad.

Časové řady jsou také využívány ve finančnictví, rozvoj finanční ekonometrie umožňuje analýzu a predikci očekávaných výnosů investorů i velikost jejich rizika pomocí statistických postupů a ekonometrických modelů, které jsou schopné popsat volatilitu časových řad neboli podmíněnou heteroskedasticitu (Hušek, 2009).

### **3.2 Ekonometrická analýza**

Pojem ekonometrie je charakterizován jako kvantitativní ekonomická disciplína zabývající se měřením a empirickou verifikací reálných ekonomických vztahů a závislostí. Vznik samostatného vědního oboru pod stejným názvem se datuje od roku 1930, ve kterém byla v USA založena Econometric Society (Hušek, 2007).

Principem ekonometrické analýzy je spojení ekonomické teorie, matematiky a statistiky. V poslední době je stále častěji využíváno poznatků z informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování zpravidla ekonomických jevů. Předmět ekonometrického zkoumání zahrnuje následující oblasti (Hušek, 2009):

1. Ekonometrické modelování (matematická a statistická formulace ekonomické teorie pomocí modelového přístupu)
2. Ekonometrické metody (rozvoj ekonometrické teorie spočívající v návrhu či modifikaci odhadových a testovacích metod a výpočetních technik, vhodných pro ekonometrické modely a empirická data)
3. Aplikovaná ekonometrie (aplikace ekonometrických modelů a metod v jednotlivých oblastech ekonomické teorie a praxe, resp. výzkumu).

Pojmem model může být všeobecně vyjádřeno jakékoliv zobrazení opravdového jevu, kterým je reálný systém nebo proces. Skutečný jev je prezentován pomocí modelu, který ho vysvětluje, predikuje jeho chování a umožňuje jeho řízení (Tvrdoň, 2011). Ekonometrických postupů existuje celá řada, nejčastěji je však aplikována klasická ekonometrická metodologie (Lejnarová a kol., 2009):

1. Výchozí ekonomická teorie – studium dokumentů
2. Tvorba ekonomického modelu
3. Tvorba ekonometrického modelu
4. Sběr dat a jejich zpracování a analýza
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu
6. Verifikace modelu (ekonomická, statistická, ekonometrická)
7. Zamítnutí modelu či jeho aplikace

V případě zamítnutí modelu v posledním bodě je nutno začít znovu od kroku č. 1 (Čechura a kol., 2014), v případě vyhovění modelu požadavkům následuje jeho využití v testování hypotéz, předpovědích, k řízení, optimalizaci nebo rozhodování (Lejnarová a kol., 2009).

### **3.2.1 Klasický lineární regresní model**

Ekonometrickým modelem se rozumí matematický model, který je matematickým a statistickým vyjádřením ekonomické hypotézy. Formuluje závislost ekonomických veličin na hodnotách, které je vysvětlují podle dané ekonomické hypotézy. Tyto vazby lze poté popsat modelem s jednou nebo několika rovnicemi, nezávislými nebo propojenými vzájemnými závislostmi. (Adamec, 2013).

V ekonometrickém modelu jsou zahrnuty dva základní druhy rovnic, stochastické a identitní. Stochastické rovnice obsahují náhodnou proměnnou, v identitních rovnicích, které zpravidla zesilují vnitřní závislost jednotlivých rovnic prostřednictvím endogenních proměnných, jsou proměnné vázány známými koeficienty (Tvrdoň, 2011).



Daný ekonomický jev může být vyjádřen z různých aspektů, vždy však musí být ekonometrické modelování v souladu s ekonomickou teorií. Obecně jsou v ekonometrickém modelování rozlišeny následující typy proměnných:

- Endogenní proměnné
- Exogenní proměnné
- Endogenní proměnné zpožděné
- Náhodné (stochastické) proměnné

Endogenní proměnné jsou nejčastěji značeny  $y$ , jsou předmětem zkoumání modelu a jejich hodnoty jsou generovány modelem. Zpravidla mají charakter vysvětlovaných proměnných a představují výsledek působení vysvětlujících a náhodných proměnných. V modelu musí být dodržen stejný počet endogenních proměnných a rovnic a pro splnění podmínek identifikovatelnosti v každé z nich musí být přípustný počet endogenních proměnných (Tvrdoň, 2011).

Exogenní proměnné mají vždy charakter vysvětlujících proměnných a jejich pomocí jsou vysvětlovány hodnoty endogenních proměnných a jejich změny. Exogenní proměnné jsou zpravidla značeny  $x$  a jejich hodnoty jsou určeny ekonomickým prostředím, které není předmětem zkoumání daného modelu.

Endogenní zpožděné proměnné vyjadřují působení endogenních proměnných z období  $t-z$  ( $z=1, 2, \dots, t-z$ ) na endogenní proměnnou  $z$  období  $t$ . Zpožděné endogenní proměnné mohou být zahrnuty v rovnici vysvětlující sebe samé v období  $t$ , nebo jinou endogenní proměnnou. Zpožděné endogenní proměnné mají svým obsahem blízko k exogenním proměnným, jejich hodnoty nejsou určeny modelem, jsou výsledkem minulého vývoje dané proměnné. Společně s exogenními proměnnými jsou nazývány predeterminované proměnné.

Náhodné proměnné vyjadřují celkový účinek všech působení, které nebyly explicitně zahrnuty mezi exogenními proměnnými, pozorovací chyby vzniklé při měření použitých proměnných a chyby plynoucí ze zjednodušení analytického tvaru funkce. Kvantitativně je náhodná proměnná rovna odchylce skutečné hodnoty vysvětlované endogenní proměnné od její teoretické hodnoty (Tvrdoň, 2011).

Každý ekonometrický model musí dále obsahovat strukturální a stochastické parametry, jejichž odvození je jedním z cílů ekonometrického modelování. Strukturální parametry vyjadřují směr a působení predeterminovaných proměnných na endogenní proměnné. Endogenní i predeterminované proměnné se mohou vyskytovat na obou stranách rovnice,

proto jsou rozlišovány strukturální parametry  $\beta_{is}$ , v i-té rovnici modelu s-té nezpožděné endogenní proměnné a parametry  $\gamma_{ir}$  v i-té rovnici modelu r-té predeterminované proměnné.

Stochastické parametry vyjadřují základní charakteristiky hustoty pravděpodobnosti. Mezi významné stochastické parametry je řazen rozptyl náhodné proměnné  $D2(u)$ , čím bližší je jeho hodnota nule, tím lépe popisuje ekonometrický model skutečnost. Dalším významným stochastickým parametrem je střední hodnota náhodné proměnné  $E2(u)$ .

Statický ekonometrický model je označován jako „model jednoho okamžiku“. Vzhledem ke skutečnosti, že většina ekonomických veličin se v čase vyvíjí, resp. reakce na změny vyžadují určitý čas, je vhodné zahrnout faktor času do modelu, tedy dynamizovat model. Model lze dynamizovat následujícími způsoby (Čechura 2009):

- Zahrnutím zpožděné proměnné
- Vyjádřením proměnných v postupných diferencích nebo relativně
- Zahrnutím časového vektoru jako další proměnné
- Zahrnutím tzv. dummy proměnné

Dummy proměnné jsou do ekonometrických modelů přidány za účelem dynamizace modelu a nabývají tzv. [0,1] podoby, kdy hodnota 0 reprezentuje nenastání situace, hodnota 1 naopak zachycuje přítomnost daného efektu či jevu. Nejčastěji se jedná o jevy demografického, sociálního, urbanistického, etnického, nebo podobného charakteru.

### 3.2.2 Modely simultánních rovnic

V ekonomické praxi je k reálnému modelování jevu málokdy dostatečné použití jedné rovnice, neboť chování makroekonomických a mikroekonomických veličin lze plně vysvětlit pouze soustavou vzájemně závislých vztahů. V těchto rovnicích se objevují endogenní proměnné vysvětlené predeterminovanými i ostatními endogenními proměnnými (Hušek, 2007).

Model, který obsahuje vzájemné vazby mezi endogenními proměnnými, je nazýván simultánní. Tato skutečnost je na první pohled rozpoznatelná při použití matice Beta (B), která obsahuje nenulové prvky neboli parametry endogenních proměnných nad i pod hlavní diagonálou (Čechura, 2014).

Pro zajištění řešitelnosti simultánních modelů je nutné nejprve provést identifikaci jednotlivých rovnic dle vzorce:

$$k_{**} \geq g_* - 1 \quad (1)$$

Kde:  $g$  ... počet endogenních proměnných v modelu celkem  
 $g^*$  ... počet endogenních proměnných zahrnutých v dané rovnici  
 $k$  ... počet predeterminovaných proměnných v modelu celkem  
 $k^{**}$  ... počet predeterminovaných proměnných nezahrnutých v dané rovnici,  
 nýbrž v jiných rovnicích daného modelu

Pokud některá z rovnic neodpovídá požadovanému výsledku, nemůže být použita pro ekonometrickou analýzu a musí být vhodně upravena, například obohacením rovnice o další exogenní proměnnou.

Rovnice v simultánním modelu jsou zpravidla definovány ve strukturální formě, jež představuje závislost endogenních proměnných na predeterminovaných i jiných vysvětlujících endogenních proměnných, parametry  $\gamma$  jsou umístěny na obou stranách rovnice. Maticová forma zápisu vypadá následovně:

$$B\underline{y}_t + \Gamma\underline{x}_t = \underline{u}_t \quad (2)$$

Za předpokladu regularity matice strukturních parametrů  $B$  lze původní interakce mezi endogenními proměnnými v strukturálním tvaru redukovat na jednosměrné příčinné vazby mezi endogenní proměnnou a množinou predeterminovaných proměnných na druhé straně rovnice (Hušek, 2007). Po provedení takové úpravy je získán model v redukované formě, jehož forma zápisu je:

$$\underline{y}_t = M\underline{x}_t + \underline{v}_t \quad (3)$$

Výsledná matice multiplikátorů  $M$  lze být kvantifikována následovně:

$$M = -B^{-1}\Gamma \quad (4)$$

### 3.2.3 Kvantifikace ekonometrického modelu

Kvantifikace ekonometrického modelu slouží k odhadu číselných hodnot jeho parametrů pomocí vhodných ekonometrických odhadových postupů. Začíná shromážděním a úpravou příslušných statistických dat. V interdependentních soustavách simultánních rovnic je nutné vyšetřovat před vlastním odhadem parametrů identifikovatelnost modelu (Hušek, 2007).

Proces kvantifikace předpokládá dostupnost vhodných dat a aplikaci vhodných metod na vybraná data. Při výběru vhodné metody je nutno přihlížet k účelu a charakteru modelu, a

k nárokům metody na kvalitu a kvantitu dat. Mezi nejznámější metody odhadu parametrů patří (Fiala, 2008):

- metoda nejmenších čtverců
- metoda zobecněných nejmenších čtverců
- dvojestupňová metoda nejmenších čtverců

Mezi nejčastěji využívanou metodu odhadu parametrů lineárního regresního modelu patří pro svou jednoduchost běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ), jejíž podstatou je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné (Čechura, 2013). Odhadnuté parametry LRM jsou nejlepší, nestranné a konzistentní při splnění předpokladu:

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (5)$$

Z rovnice výše lze zobecněním získat následující vztah, který reprezentuje vzorek pro odhad parametrů metodou BMNČ:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (6)$$

Kde:  $\gamma$  ... vektor ( $k \times 1$ ) odhadovaných parametrů  
 $X$  ... matice o rozměru ( $n \times k$ ), obsahující napozorované hodnoty „ $k$ “  
 $y$  ... vektor ( $n \times 1$ ), jehož obsahem jsou napozorované hodnoty vysvětlované proměnné (Čechura, 2013).

V případě simultánních rovnic je pro odhad parametrů nejvíce využívána dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ), kterou rozpracovali nezávisle na sobě Theil (1953) a Basmann (1957), jež vychází z opakované aplikace MNČ (Hušek, 2007). Tato metoda patří mezi metody s tzv. omezenou informací a odhad parametrů je prováděn pro každou rovnici zvlášť. V prvním stupni DMNČ, který vychází z běžné metody nejmenších čtverců, je nahrazena matice napozorovaných hodnot  $Y_2$  maticí  $\hat{Y}_2$ , ve které jsou hodnoty proměnných  $\hat{Y}_2$  odhadnuty na základě regrese na všech predeterminovaných proměnných v modelu. Vyčíslení matice teoretických hodnot vychází ze vztahu (Čechura, 2013):

$$\hat{Y}_2 = X(X^T X)^{-1} X^T Y_2 \quad (7)$$

2. stupeň DMNČ spočívá ve vyčíslení vektoru strukturálních parametrů odhadované rovnice dle vztahu:

$$\begin{bmatrix} \beta_2 \\ \gamma_{1*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & Y_2^T X_* \\ X_*^T Y_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \\ X_*^T \end{bmatrix} y_1 \quad (8)$$

### 3.2.4 Verifikace ekonometrického modelu

Po získání odhadu číselných hodnot parametrů predeterminovaných proměnných je nutné přistoupit k verifikaci. Ta musí být provedena pro každý odhadnutý ekonometrický model a díky ní dochází k ověření, zda jsou odhadnuté parametry v souladu s výchozími hypotézami a zda mají požadované charakteristiky (Čechura a kol., 2014). Pro ekonometrický model jsou prováděny tři druhy verifikace, z hlediska ekonomického, statistického a ekonometrického.

#### 3.2.4.1 Ekonomická verifikace

V rámci ekonomické verifikace je ověřen především směr a působení exogenních proměnných na endogenní proměnnou, předmětem ověření jsou správnost znamének, velikost číselných hodnot odhadnutých parametrů a soulad s ekonomickou teorií. V případě nesouladu parametrů s předpoklady je zpravidla nutné ověřit správnost specifikace modelu (Čechura a kol., 2014). Odhadnuté parametry jednotlivých predeterminovaných proměnných vyjadřují absolutní změnu endogenní proměnné, za podmínek *ceteris paribus*.

#### 3.2.4.2 Statistická verifikace

Pomocí statistické verifikace jsou posuzovány statistické významnosti odhadnutých parametrů, jednotlivých rovnic i celého modelu. Statistická verifikace představuje hodnocení shody odhadnutého modelu s daty pomocí ukazatele koeficientu vícenásobné determinace  $R^2$ , který udává, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Koeficient vícenásobné determinace je dán vztahem

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2} \quad (9)$$

Přičemž platí, že

$$S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n} \quad (10)$$

$$S_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (11)$$

V rámci statistické verifikace je dále hodnocena statistická významnost jednotlivých strukturálních parametrů pomocí t-testu, kde je následně podíl odhadu parametru a standardní chyby porovnán s tabulkovými hodnotami a je určeno, zda je parametr významný či ne. Pro parametry jsou dále počítány 95% intervaly spolehlivosti. F-testem a porovnáním statistiky s tabulkovými hodnotami je dále možné posoudit statistickou významnost modelu jako celku, která je měřena koeficientem vícenásobné determinace (Fiala, 2008).

### 3.2.4.3 Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace slouží k ověření podmínek, které jsou nutné pro aplikaci konkrétních ekonometrických metod, testů a technik. Mezi metody ekonometrické verifikace patří detekce multikolinearity exogenních proměnných, test autokorelace náhodných složek, test heteroskedasticity a normálního rozdělení reziduí.

Test multikolinearity odhaluje existenci závislosti mezi exogenními proměnnými, která nastává při porušení předpokladu:

$$h(X) = k + 1 \leq n \quad (12)$$

Kde  $n$  je počet pozorování.

Hodnoty korelačních koeficientů lze vyčíslit pomocí korelační matice. V případě, že je absolutní hodnota mezi dvěma proměnnými větší než 0,8, resp. 0,9, je multikolinearita považována za nepřijatelnou a je nutné ji odstranit. Mezi tři základní metody snížení multikolinearity v modelu patří použití tzv. dummy proměnných, transformace podkladových dat, například jejich vyjádření v postupných diferencích, nebo v krajním případě vynechání proměnné způsobující multikolinearitu v modelu (Čechura a spol., 2014).

Autokorelace reziduí neboli náhodných složek označuje jev, kdy je reziduální složka modelu korelována se svými zpožděnými a budoucími hodnotami. Autokorelace se poměrně často vyskytuje při modelování dat ve formě časových řad, u nichž korelovanost v čase vychází ze spojitého vývoje ekonomických veličin. Gujarati a Porter (2009) specifikovali hlavní příčiny autokorelace následovně: setrvačnost nebo stagnace, opomenutí zásadní proměnné, vliv zpoždění, nestacionarita, nesprávná manipulace s daty, způsobená například nevhodným zprůměrováním, působení pavučinového teorému, transformace dat (Vinš, 2018). Její přítomnost může přinášet nežádoucí výsledky při odhadování parametrů rovnic, které z toho důvodu nejsou nejlepší, nestranné a konzistentní.

Autokorelaci lze detekovat s využitím Durbin-Watsonova nebo Breusch-Godfreyova testu. V této práci bude využit Breusch-Godfreyův test, který testuje nulovou hypotézu s využitím následného pomocného modelu.

$$u_t = \alpha + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \alpha_k x_{kt} + \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Kde:

$$\varepsilon_t \sim n.i.d. (0; \sigma^2) \quad (14)$$

Výsledná p-hodnota je porovnána s hladinou významnosti  $\alpha=0,05$ , v případě vyšší hodnoty se zamítá  $H_0$ , která potvrzuje přítomnost autokorelace v modelu.

V případě výskytu autokorelace reziduí v modelu lze přistoupit k aplikaci Cochran-Orcuttovy metody, použití k testování robustní chyby odhadu, tzv. HAC errors (Heteroscedasticity Autocorrelation Consistent), nebo k změně specifikace modelu, pod kterou spadá změna funkčního tvaru modelu, zahrnutí opomenuté proměnné nebo dynamizace modelu.

Další krok ekonometrické verifikace spočívá v ověření přítomnosti heteroskedasticity v modelu. Ta je nežádoucím jevem a vyjadřuje nekonstantní rozptyl v čase, odhad parametrů je tak nestranný a konzistentní, ale není nejlepší. Důvodem vzniku heteroskedasticity mohou být strukturální změny v ekonomice. Heteroskedasticita může být detekována pomocí Breusch-Paganova testu, Whiteova testu a několika dalších. V této práci budou použito testování pomocí Whiteova testu. Výsledná p-hodnota bude porovnána se zvolenou hladinou významnosti  $\alpha=0,05$  a pokud bude vyšší, nelze zamítnout  $H_0$ : výskyt homoskedasticity v modelu.

Posledním krokem je testování normálního rozdělení náhodné složky, jehož lze docílit pomocí Jarque-Beta testu, vycházejícího z rovnice:

$$JB = \frac{n}{6} (S^2 + \frac{1}{4} K^2) \quad (15)$$

Kde: S ... šikmost (skewness)

K ... špičatost (kurdness)

Výsledná p-hodnota testu normality reziduí je následně porovnána s hladinou významnosti  $\alpha=0,05$ , pokud přesahuje zvolenou hladinu  $\alpha$ , nelze zamítnout  $H_0$ : Rezidua mají normální rozdělení, tj. nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Normalitu reziduí lze také odvodit z grafického rozložení reziduí.

### 3.2.5 Aplikace modelu

Výsledkem ekonomického, statistického a ekonometrického ověření modelu je rozhodnutí o jeho aplikaci, nebo jeho zamítnutí. V případě zamítnutí je nutné znovu začít specifikací modelu a jeho následným ověřením. Kvalitní, resp. přijatelný ekonometrický model je využitelný v oblasti, pro kterou byl odvozen (Čechura, 2014).

Oblasti aplikace ekonometrického modelu lze rozdělit do následujících skupin:

- Prognostické využití ekonometrického modelu
- Oblast strukturální analýzy
- Simulace efektů a výsledků různých scénářů

#### 3.2.5.1 Ekonomické prognózování

Jedním z možných a často využívaných cílů ekonometrického modelování je prognózování, popř. predikce endogenních proměnných. Ekonomickou prognózu lze charakterizovat jako kvantitativní odhad pravděpodobnosti budoucí hodnoty dané veličiny na základě znalosti minulé, respektive současné hodnoty proměnné. Mezi nejfrekventovanější metody prognózování patří kvantitativní přístupy, které jsou zpravidla rozlišovány ve třech typech.

Jednorozměrné metody prognózování vyjadřují budoucí hodnoty časové řady jako funkce jejich minulých hodnot, bez použití dalších vysvětlujících proměnných. Mezi jednorozměrné metody extrapolace časových řad patří vyrovňávání časových řad, Fourierovy řady, ARIMA modely, simulační metody a další.

Pomocí vícerozměrných metod prognózování jsou projektovány budoucí hodnoty endogenní proměnné pomocí modelování a vysvětlení vztahu mezi minulými hodnotami mezi jednotlivými časovými řadami. K těmto metodám jsou řazeny jednorovnicové a víceroovnicové strukturní ekonometrické modely, vícerozměrné ARIMA modely, ekonometrické modely vektorových autoregresí (VAR), korekce chyby (MKCH) a imput-output analýza.

Mezi ostatní kvantitativní metody prognózování patří řada přístupů, které jsou v praxi často využívány, jedná se například o expertní systémy, umělé neuronové sítě a genetické algoritmy (Hušek, 2007).



### **3.2.5.2 Prognóza ex post**

Prognóza ex post napomáhá ověřovat přesnost a adekvátnost vývoje ekonomických veličin a tím i chování formulovaného ekonomického modelu. Spočívá v dosazení známých hodnot vysvětlujících proměnných do odhadnuté rovnice a následném porovnání výsledků odhadu se skutečnými hodnotami vysvětlující proměnné a určení chyby předpovědi. V případě kladného výsledku je ověřena vhodnost ekonometrického modelu k prognózování a lze přistoupit k prognóze ex ante.

### **3.2.5.3 Prognóza ex ante**

Prognóza ex ante slouží k prognóze budoucích hodnot sledovaných proměnných pro ekonomické rozhodování a předvídaní důsledků změn ekonomické politiky. Nejprve jsou, na základě dosavadního trendu, odhadnuty hodnoty predeterminovaných proměnných, které jsou následně dosazeny do odhadnuté rovnice. Výsledkem je odhad hodnoty endogenní proměnné pro budoucí období.

## 4 Teoretická východiska

### 4.1 Vepřové maso

Díky příznivému obsahu všech esenciálních aminokyselin, které jsou důležité pro obnovu bílkovinných struktur v těle, je vepřové maso dobře využitelný zdroj bílkovin (MZe, 2014). V libovém vepřovém, hovězím, i drůbežím maso je obsaženo 21-22 % bílkovin, podíl čistých svalových bílkovin může značně kolísat podle anatomického uložení, také podíl tuku je rozdílný dle jednotlivých skupin a druhů mas. U libové vepřové kýty je uváděn dvouprocentní podíl tuku, vepřový bok dosahuje až 29% obsahu tuku. Díky rozdílnému metabolismu MK je ve vepřovém sádle obsažen lepší poměr nenasycených mastných kyselin k nasyceným, než je tomu například v případě hovězího loje (Kameník, 2014).

**Tabulka 1** Výživová hodnota vepřového masa

Druh masa	Bílkoviny (%)	čisté svalové bílkoviny (%)	Tuk (%)	Energie v kcal/100 g
kýta (ořech)	21,75	21,15	1,3	99
panenská svíčková	22	21,5	2	106
krkovice	19,7	18,45	9,6	165
zadní koleno	18,95	15,65	12,2	186
bok	15,75	12,95	29	324

Zdroj: KAMENÍK J., 2014 - *Technologie a hygiena potravin živočišného původu*

Kromě bílkovin je vepřové maso důležitým zdrojem vitaminů skupiny B, železa, fosforu, zinku, hořčíku a dalších minerálních a stopových prvků. Červené maso je kvalitním zdrojem hemového železa, které je využitelné z 20 až 30 %, oproti nehemovému železu, obsaženém ve špenátu a luštěninách, využitelnému jen z 1-7 % (MZe, 2015).

#### 4.1.1 Chov prasat

V chovu prasat, podobně jako v chovu skotu, existují transformační a dominující zušlechťovací procesy rostlinné produkce na živočišnou. Prasata jsou živena převážně rostlinnými produkty, které jsou zároveň zdrojem lidské obživy, a zušlechťují je do podoby masa a tuku. Mezi tyto rostliny patří obiloviny, brambory, luskoviny a podobné. Velkou výhodou chovu prasat ve srovnání s chovem skotu je krátký reprodukční proces a chybějící bezprostřední vazby na zemědělskou půdu, což zjednodušuje organizační stránku a snižuje

investiční náročnost. Z tohoto důvodu je struktura nákladů zcela odlišná od chovu skotu, materiálové náklady tvoří více než polovinu celkových nákladů (Foltýn, 2010).

Na českém trhu jsou rozlišeny tři typy chovů prasat: nukleové šlechtitelské chovy, šlechtitelské chovy otcovských plemen a rezervní chovy. První typ ze zmíněných chovů zajišťuje soustavný genetický pokrok na bázi selekce uvnitř populace, v jehož rámci je prováděna čistokrevná plemenitba. Posláním šlechtitelských chovů otcovských plemen je šlechtění a udržování úrovně genofondu otcovských plemen a produkce kanců pro potřebu šlechtění příslušné populace. V rámci tohoto chovu je prováděna čistokrevná plemenitba a hybridizace v přiměřeném rozsahu. Rezervní chovy nevyhovují požadavkům na první dva typy chovů. Zabývají se chovem mateřských i otcovských plemen prasat, čistokrevnou plemenitbou i hybridizací a zpravidla doplňují množstevní poptávku po prvních dvou typech chovů.

#### **4.1.1.1 Plemena prasat**

Plemena prasat jsou rozdělena na plemena mateřská, vyznačující se zejména vynikající reprodukcí, příznivými parametry jatečné hodnoty, odolností proti stresu a větším tělesným rámcem, a plemena otcovská, pro které je typický vysoký podíl libové svaloviny, výborná jatečná hodnota, dobré zdraví a větší náročnost na chovné prostředí.

Zástupcem mateřského plemena je bílé ušlechtilé prase, pro které je charakteristické bílé zbarvení, bílé štětiny a dobré osvalení plece a kýty. Pochází z Anglie, kde vzniklo křížením několika kontinentálních i mimokontinentálních prasat a je chováno v kombinovaném nebo masném chovu.

Dalším zástupcem je plemeno Landrace, charakteristické svým větším tělesným rámcem, narůžovělou barvou kůže a štětinami bílé barvy. Výhodou plemena jsou velmi dobré parametry masné užitkovosti, nevýhodou větší náchylnost ke stresům. Landrace je chován ve třech užitkových typech: bekonovém, masném a supermasném (francouzském).

Přeštické černostrakaté prase je zařazeno do národního programu ochrany genových rezerv ČR. Vzniklo v západních Čechách v oblasti Přešticka a královicka a vyznačuje se černobílou barvou. Mezi hlavní výhody tohoto plemene patří výborná plodnost, mléčnost a odolnost vůči podmínkám vnějšího prostředí, nevýhodou jsou horší parametry výkrmnosti a tučnění (Zootechnika, 2009).

**Obrázek 1 Plemena prasat, zleva: Bílé ušlechtilé prase, Landrace, Přestické černostrakaté prase**



*Zdroj: Zootechnika, 2009 – Mateřská plemena prasat*

Zástupcem octovských plemen je plemeno Duroc, které vzniklo v USA. Vyznačuje se dobrou růstovou schopností s tvorbou svaloviny, je možné ho vykrmovat do vyšších porážkových hmotností bez zhoršení kvality masa a protučnění. Jedná o plemeno odolné vůči stresům a je charakteristické svým červeno-rezavým zbarvením, poloklopenýma ušima, dobře osvalenou kýtou a plecí.

Plemeno Hampshire vzniklo v Anglii z anglického sedlového prasete a vyznačuje se dobrou reprodukční užitkovostí, růstovou schopností a velmi dobrou jatečnou hodnotou. Jeho barva je černá s bílým pruhem v oblasti plecí a hřbetu, uši jsou krátké a vzpřímené, kýty výrazné, plece dobře osvalené.

Mezi otcovská plemena dále patří Pietrain, které bylo jako plemeno uznáno v roce 1956 a pochází z Belgie. Vyznačuje se výrazným osvalením hřbetu, kýty a plece, středním vzrůstem a šedo-bílým zbarvením s možným černým zbarvením na zádech. Plemeno dosahuje relativně nízké plodnosti a je nervózního temperamentu (Zootechnika, 2009).

**Obrázek 2 Plemena prasat, zleva: Duroc, Hampshire, Pietrain**



*Zdroj: Zootechnika, 2009 – Otcovská plemena prasat*

#### **4.1.2 Výkrm prasat**

V chovu prasat má velký význam kategorie výkrm prasat, ve kterém dochází k finalizaci chovu. Současná situace není příznivá a predikce budoucího vývoje nepředpokládá zlepšení. Z modelových situací (šetření) vyplývá, že perspektivy chovu prasat v ČR nejsou ekonomicky příznivé. Možná zlepšení jsou viděna v natalitě prasnic, zkrácení a zefektivnění doby výkrmu, zlepšení konverze krmiv, ovšem ani tyto změny nezaručují eliminaci stále se snižujících realizačních cen na jednotném trhu EU (Foltýn, 2010).

K významným změnám v chovu prasat došlo v období 1995-2008, kdy byl zaznamenán pokles stavů všech kategorií (prasnice, prasničky, předvýkrm a výkrm) v průměru o 40 %. Tento pokles mohl být způsoben zmenšeným zájmem o chov prasat, který nepatřil mezi podporované kategorie zvířat v EU. Stagnující poptávka po vepřovém masu ovšem zapříčinila kompenzaci nižší domácí produkce, a to zvýšením užitkovosti o 5-14 %, a zvýšením dovozu levnějšího vepřového masa po vstupu ČR do EU z okolních zemí (Foltýn, 2010). Užitkovost prasníc, vyjádřená počtem odchovaných selat na prasnici za rok, rostla v období do roku 2008 průměrným meziročním tempem o 0,9 %.

Výkrm prasat má historicky velmi bohatou tradici. V minulosti se o výkrm selete v malochovu zajímala celá rodina, členové rodiny se často omezovali ve vlastní výživě, aby bylo seleti dopřáno kvalitních surovin. Při výběru selete k výkrmu je vhodné zohlednit několik faktorů, mezi které například patří věk selete, prověřený chov s vhodnými chovnými podmínkami, zdravotní stav včetně historie a vakcinace a dosavadní výkrm. Cílová hmotnost prasete se zpravidla pohybuje mezi 105 až 115 kg, neboť tento interval nabízí optimální poměr mezi cenou a výtěžností masa. Při výkrmu do vyšších váhových kategorií (do 150 kg) narůstá především podíl sádla. Průměrná délka výkrmu prasat je 6-7 měsíců (Staněk, 2012).

Nezastupitelnou úlohu ve výkrmu prasat mají jaderná krmiva. Prasata jsou nejčastěji zkrmována kombinací pšenice, ječmene, ovsu, hrachu, pokrutin (Staněk, 2012). Obiloviny patří mezi nejvýznamnější surovinu pro výrobu krmných směsí a celkem tvoří 60-65% celkové spotřeby (MZe, 2015).

Mezi méně vhodná, avšak v omezených dávkách aplikovatelná krmiva patří žito, nepříznivě působící na zažívání, a kukuřice, která je sice kvalitním krmivem, ale ve vyšších a dlouhodobých dávkách zhoršuje kvalitu vepřového sádla (Staněk, 2012). Dále se na spotřebě podílejí luštěniny, mlýnské krmné suroviny (krmná mouka, otruby), krmné suroviny z olejnatých semen (sójový extrahovaný šrot, řepkový extrahovaný šrot a výlisky, slunečnicový extrahovaný škrob a výlisky), sušené pivovarské mláto, ostatní produkty potravinářského průmyslu, krmiva živočišného původu (živočišné mouky, rybí moučka, sušené mléko), úsušky pícnin, minerální krmiva a ostatní krmné suroviny (MZe, 2015).

Průmyslová výroba krmných směsí v roce 2018 dosáhla 2 431 tisíc tun, oproti předchozímu roku vzrostla o 40 tisíc tun. Za celé sledované období má výroba krmných směsí spíše klesající tendenci, přesto, že od roku 2012 opět mírně narůstá. V roce 2018 byl největší podíl vyrobených směsí určen pro drůbež (43,8 %), prasata (31,4 %), skot (21,6 %) a ostatní zvířata (3,2 %).

**Tabulka 4 Výroba krmných směsí v ČR pro ostatní a hospodářská zvířata (tis. t)**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Prasata	1508	1417	1475	1214	1199	1243	1268	1093	929	935	796	776	802	803	786	765	775	764
Drůbež	1096	1085	1038	1078	905	962	1074	1074	1039	993	887	889	902	956	950	983	1009	1065
Skot	612	498	498	522	542	545	548	536	502	469	448	453	473	505	520	533	533	525
Ostatní	132	103	127	96	85	89	112	96	106	89	75	80	86	84	96	77	73	77
<b>Celkem</b>	<b>3347</b>	<b>3103</b>	<b>3138</b>	<b>2910</b>	<b>2731</b>	<b>2839</b>	<b>3002</b>	<b>2798</b>	<b>2577</b>	<b>2487</b>	<b>2205</b>	<b>2198</b>	<b>2265</b>	<b>2348</b>	<b>2351</b>	<b>2358</b>	<b>2390</b>	<b>2431</b>

Zdroj: *Situační a výhledová zpráva Vepřové maso, MZe*

Kromě krmných směsí se na výkrmu prasat, většinou v menších chovech, podílejí i brambory, ze kterých se obvykle připravuje polévka hanlivě nazývaná „šlichta“. Ta vzniká rozemletím či rozmačkáním uvařených brambor a následným přelitím teplou vodou. Do vzniklé směsi se dále přidávají jadrné směsi, pícniny, případně vitaminové doplňky. Nesmí být použity brambory nahnilé, zaplísňené, nebo nazelenalé. Často jsou prasatům podávány zbytky tvrdého pečiva rozmočené teplou vodou, slupky z ovoce a zeleniny nebo výpěstky (Staněk, 2012).

#### 4.1.3 Nákladovost výroby

Náklady jsou sledovány odděleně pro kategorii prasnic, předvýkrmu, kde jsou sledována selata o hmotnosti 8–35 kg, a výkrmu.

Nákladovost výroby kategorie chovu prasnic je úsek výroby s nejvyššími náklady na KD (krmný den), protože se jedná o reprodukční část odvětví, ve které jsou zahrnuty náklady na chov matky včetně nákladů na selata do doby jejich odstavu. Celková velikost nákladů je korelována cenou krmné směsi, inseminační dávky, chovné prasnice a z ní plynoucích odpisů a ceny technologie (Peterová, 2013).

Náklad na krmný den je u kategorie předvýkrmu prasat nejnižší, polovina je zpravidla tvořena nákladem na krmiva. Kalkulační jednicí je kg přírůstku, jehož výše by neměla klesnout pod 0,40 kg/KD. Zásadním faktorem ovlivňujícím ekonomiku této části výroby je životaschopnost selat po odstavu.

U kategorie výkrm prasat je náklad na KD z 60 % tvořen nákladem na krmivo a jeho výše dosahuje ve srovnání s kategorií předvýkrm téměř dvojnásobných hodnot. Kalkulační jednicí úseku je kg přírůstku. Při slabých výsledcích kategorií výkrm prasnic a předvýkrm se může nepříznivě projevit efekt zvaný cenová retardace, jehož vliv se vždy projevuje v nákladech na kg hmotnosti finálního výrobku. Tento jev je způsoben podstatně dražší výrobou kg živé hmotnosti v předcházejících kategoriích a rozdíl musí být rozpuštěn na kg živé hmotnosti v posledním stupni výroby (Peterová, 2013).

#### 4.1.4 Porážka jatečných zvířat

Jatečnictví, tedy odvětví produkce masa, v němž dochází k transformaci živých zvířat na maso, zahrnuje dvě hlavní činnosti, předporážkové ošetření jatečných zvířat a následně jejich porážku.

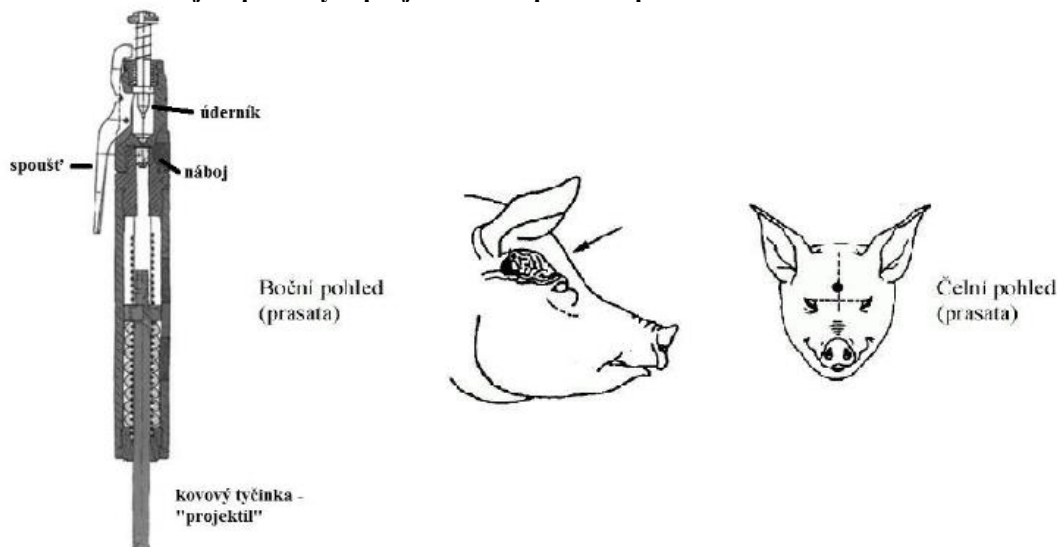
Předporážkové ošetření jatečných zvířat zahrnuje výběr zvířat k prodeji na jatky, jejich vylačnění, nakládku na dopravní prostředek, samotný transport, vyložení a předporážkové ustájení na jatkách. Prasata jsou při transportu vystavena stresu, musejí udržovat vzpřímenou pozici navzdory vibracím během transportu, při kterém je rovněž zvýšené riziko upadnutí, pošlapání či vzájemných bojů mezi prasaty. Dle nařízení č. 1/2005 nesmí délka trvání transportu zvířat překročit 8 hodin. Při vystresování zvířete před porážkou může v důsledku posmrtných změn vzniknout vada PSE (Pale, soft, exudative), která se vyznačuje měkkostí, vodnatostí a světlostí masa. Následné využití v masném průmyslu je obtížnější kvůli neschopnosti sloužit jako pojivo ve výrobě masných produktů, při kulinářském zpracování je maso kvůli neschopnosti držet vodu tuhé a rychleji podléhá mikrobiálním změnám (Zootechnika, 2009).

Prasata se většinou nechávají lačnit 12-18 hodin před porážkou a doporučená doba odpočinku na jatkách je rozmezí 1 a 3 hodin. Před každým prodejem zvířete na jatky je farmář povinen před transportem vyplnit a odeslat informaci o potravinovém řetězci (IPŘ), tedy záznam, ve kterém chovatel potvrzuje nezávadnost masa zvířete, a který následně slouží úřednímu veterináři k rozhodnutí o mase (Kameník, 2015). Samotná porážka jatečných zvířat zahrnuje čtyři základní operace:

- Porážka, skládající se z omráčení a vykrvení prasete, čímž dojde k vymizení mozkové aktivity a ke smrti prasete
- Opracování povrchu těla, paření a odštětínování
- Vyjmutí vnitřních orgánů
- Půlení těla a závěrečné očištění povrchu jatečně upraveného těla (JUT)

Omráčení lze být definováno jako jakýkoli mechanický, elektrický nebo chemický postup, který vyvolá okamžitou ztrátu vědomí. Samotná porážka smí být dle zákona č.246/1992 Sb. provedena pouze po předchozím omráčení zvířete zaručujícím ztrátu citlivosti a vnímání po celou dobu vykrvování (Kameník, 2015). Jedním ze způsobů omráčení prasete je proražení lebky upoutaným projektilem (viz obrázek č. 3) či mechanický náraz na hlavu.

**Obrázek 3** Přístroj s upoutaným projektilem a správná aplikace



*Zdroj: Technologie a hygiena potravin živočišného původu, Kameník 2015*

Dalším způsobem omráčení prasete je využití elektrického proudu, jehož minimální hodnota je dle nařízení č. 1099/2011 1,30 A. Při omráčení elektrickým proudem jsou na hlavu zvířete přiloženy elektrody, nejčastěji v podobě omračovacích kleští. Následný elektrický proud vyvolá epileptický záchvat a upadnutí do bezvědomí, které trvá zpravidla 30-60 sekund. Třetí způsob omráčení je působení CO<sub>2</sub>, případně jinými plyny (Kameník, 2015).

Cílem vykrevní je zbavení zvířete krve v co nejkratším okamžiku, čímž dojde k vymizení mozkové aktivity a následné smrti. Je nezbytné, aby před pařením prase nejevilo známky života, tedy aby došlo k úplnému vymizení reflexů. Nejčastěji bývá otevřena přední dutá žíla (vena cava cranialis), pravá podklíčková tepna (arteria subclavia dextra) nebo aorta, čímž jsou z jatečného prasete získány 3-4 litry krve (Kameník, 2015).

Očištění povrchu těla prasat probíhá pomocí paření teplotou 60-65 °C, čímž je dosaženo uvolnění pouzdra ve škáře kvůli nabobtnání kolagenu, po němž je jatečné tělo mechanicky odštětinováno. Následuje krátké opálení plamenem, díky kterému je tělo zbaveno zbytků štětín, oplach pitnou vodou a vykolení. Vykolením se rozumí technologický krok, při kterém je zabráněno kontaminaci masa obsahem trávicího traktu a močového měchýře. Z těl je vyjmuty močopohlavní soustava, slezina a trávicí trakt, orgány jsou následně předloženy k veterinární prohlídce. Jatečné tělo je půleno podélným řezem vedeným středem páteřního kanálu a finálně opraveno na JUT (Kameník, 2015).



#### 4.1.5 Klasifikace jatečně upravených těl

Pro odpovídající finanční zhodnocení jatečných prasat je důležité ohodnocení zmasilosti, neboli stupně vývinu svalové tkáně vzhledem k ostatním tkáním, a protučnělosti, neboli stupně vývinu tukové tkáně oproti ostatním tkáním. Počátek zavedení systému, který by spravedlivé zpeněžení JUT umožňoval, se datuje do roku 1990 (Doktorová, 2002). Následně vzniklo klasifikační schéma SEUROP (viz tabulka č.2), umožňující stanovení ceny prasat na základě zmasilosti jatečně upravených těl. Klasifikace SEUROP byla počátkem 21. století zavedena ve všech členských zemích EU, Švýcarsku a Norsku. Základním předpisem EU pro oblast klasifikace je Nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1308/2013 (Kameník, 2015).

**Tabulka 2 Klasifikace SEUROP**

Třída zmasilosti	Popis	Doplňující znaky	
<b>S</b>	veškeré profily jsou extrémně konvexní, svalovina vyvinuta vynikajícím způsobem s dvojitým osvalením	kýta: velmi výrazně zakulacená, dvojitě osvalení, svaly výrazné od sebe oddělené hřbet: široký s silně vyklenutý až k pleci plec: výrazně klenutá	vrchní šál silně vyklenutý nad sponou pánevní, spodní šál silně vyklenutý
<b>E</b>	všechny profily konvexní až super konvexní, dobře vyvinutá svalovina	kýta: silně vyklenutá hřbet: široký, silně vyklenutý až k pleci plec: vyklenutá	vrchní šál silně vyklenutý nad sponou pánevní, spodní šál silně vyklenutý
<b>U</b>	profily celkově konvexní, svalovina velmi dobře vyvinutá	kýta: vyklenutá hřbet: široký a dobře vyklenutý až k pleci plec: vyklenutá	vrchní šál vyklenutý nad sponou pánevní, spodní šál vyklenutý
<b>R</b>	profily vcelku rovné, svalovina dobře vyvinutá	kýta: dobře vyvinutá hřbet: ještě dostatečně klenutý, u plece méně široký plec: dobře vyvinutá	vrchní a spodní šál je slabě vyklenutý
<b>O</b>	profily rovné až konkávní, svalovina průměrně vyvinutá	kýta: středně vyvinutá hřbet: středně vyvinutý plec: středně vyvinutá až plochá	spodní šál zarovnaný, hrboly kostí sedacích a kyčelních i trny bederních a hrudních obratlů vystupují
<b>P</b>	všechny profily konkávní až velmi konkávní, slabé osvalení	kýta: slabě vyvinutá hřbet: hubený s patrnými kostmi plec: plochá s patrným kostním podkladem	hrboly kostí sedacích i kyčelních výrazněji vystupují stejně jako trny obratlů

*Zdroj: vlastní zpracování dle SZM*

Klasifikační schéma SEUROP rozděluje JUT do šesti kategorií dle zmasilosti (S, E, U, R, O, P) a do pěti kategorií dle protučnělosti (1, 2, 3, 4, 5), (Stupka a kol., 2010). Požadavek pro zařazení JUT do třídy jakosti S je podíl svaloviny z jatečně upraveného trupu 60 a více procent, pro zařazení do třídy E 55 – 59,9 %, do třídy U 50 – 54,9 %, do třídy R 45 – 49,9 %, minimální procento svaloviny JUT pro zařazení do třídy O je 40 – 44,9 %, do třídy P spadá vše pod 39,9 % (Peterová, 2013).

Důležitým článkem produkce vepřového masa je samotné zrání masa, které představuje intracelulární proces, při němž jsou odbourávány struktury uvnitř svalových buněk působením proteolytických enzymů. Jedná se o přechod stavu masa z maximální tuhosti k pomalému narůstání křehkosti. Chut' syrového masa je nevýrazná, prakticky bez aroma, chutnající spíše

po krvi, výsledná chuť masa záleží na tepelném opracování a způsobu přípravy. Minimální doba zrání masa u prasat je 2 dny (Kameník, 2015).

## 4.2 Výrobní vertikály

Dle Peterové (2010) je výrobní vertikála definována jako tok, cesta produktu od jeho vývoje, výzkumu, biologického a technického řešení, přes hromadnou zemědělskou výrobu, jeho zpracování ve finální výrobek, včetně jeho prodeje spotřebiteli. Jedná se tedy o technologická propojení, jejichž vytvářením je znázorněno racionální propojení nejrůznějších organizačních forem hospodářských subjektů navzájem ve směru horizontálním, tedy dvou a více zemědělských podniků, i vertikálním (zemědělský podnik, zpracovatelský podnik, obchod).

Bockel a Tallec (2005) využívají termínu komoditní vertikála pro označení celé skupiny ekonomických subjektů a dalších souvisejících činností agentů – zprostředkovatelů, kteří se přímo podílejí na tvorbě finálního produktu. V komoditní vertikále jsou zahrnuty veškeré kroky od surového materiálu či meziprojektu přes několik fází transformace a zvýšení hodnoty po prodej konečnému spotřebiteli.

Ekonomická síla vertikály spočívá v profesionálním rozvoji technologických vazeb, překonání izolovanosti jejich jednotlivých prvků, soustředování vědomostí, sil a prostředků v zájmu shodného výrobního a ekonomického cíle, kterým je výroba kvalitních a konkurenčně schopných potravin pro domácí i zahraniční trh (Peterová, 2010).

S vývojem postavení a vlivu jednotlivých článků výroby potravin se měnil tržní model (Bečvářová, 2005). V minulosti byl pro spotřebu masa určující počet úspěšně vykrmených jatečných zvířat a kvalita surovin byla určována prvovýrobcem. Od druhé poloviny 19. století se vliv primární produkce na spotřebu masa začal kvůli rozvoji průmyslového zpracování masa, zavádění technologií zvýšení udržitelnosti masa, rozvoji železnici a vzestupu zahraničního obchodu snižovat (Kameník, 2015), což vedlo ke vzniku poptávkově orientovaného modelu.

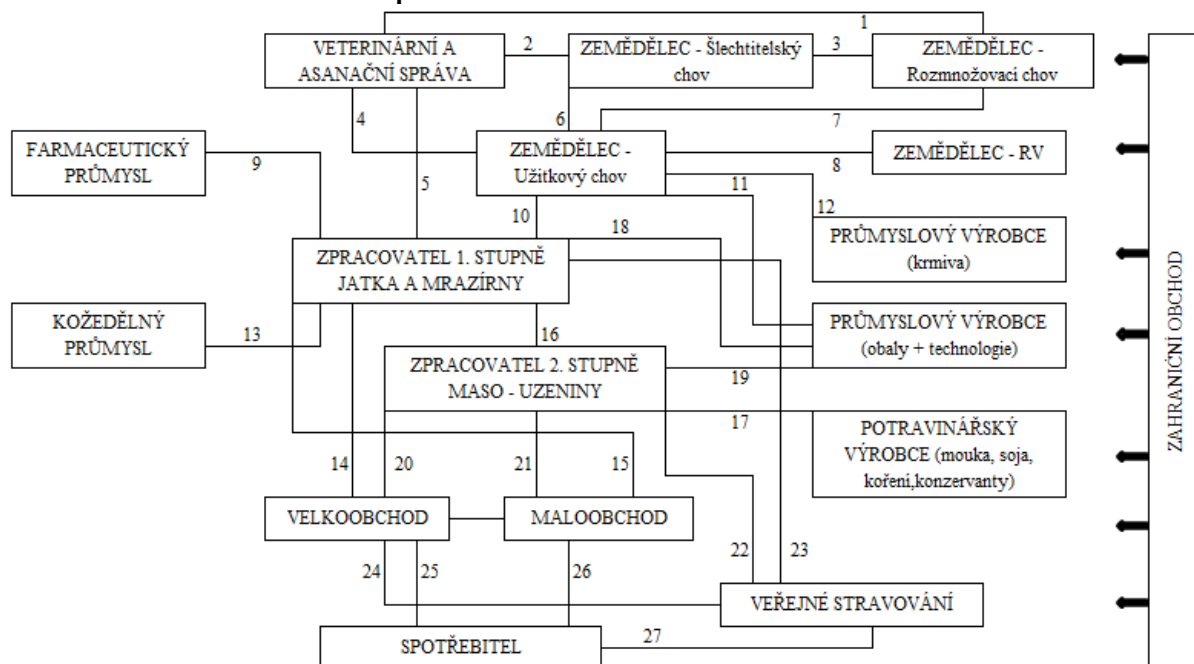
Základní, leč velmi obtížně kvantifikovatelnou podmínkou pro racionální rozvoj výrobní vertikály je vymezení jejího podílu na koupěschopné poptávce obyvatelstva a stanovení trendu vertikály, plynoucímu z hospodářské koncepce státu. Velikost podílu je ovlivněna trhem potravin, trhem krátkodobých a dlouhodobých předmětů potřeby, trhem investic, trhem práce, zahraničním obchodem. Cílem racionálního chování prvků je výsledek produkce v množství a struktuře umístitelné na trhu. Dalším kritériem racionálního vývoje je

ekonomická efektivnost a schopnost tvorby zisku. Ekonomické výsledky živočišné výroby jsou ovlivněny průměrnou užitkovostí na krmný den, kvalitativními parametry produkce, poměrem tržní a celkové produkce – tržností odvětví, dosaženou realizační cenou a náklady vynaloženými na dosažení produkce (Peterová, 2010).

#### 4.2.1 Vertikála vepřového masa

Pro specifikaci jednotlivých modelů je nutné definovat jednotlivé procesy v rámci výrobní vertikály, která je specifikována na obrázku 4.

Obrázek 4 Odvětvová vertikála vepřového masa



Zdroj: vlastní zpracování

Veterinární a asanační správa dohlíží nad zemědělci a kontroluje dodržení všech hygienických a veterinárních požadavků (1, 2, 4), kvalita zpracovatelů prvního stupně také podléhá její kontrole (5). Zemědělci šlechtitelských, rozmnožovacích, užitkových chovů a rostlinné výroby navzájem komunikují a obchodují (3, 6, 7, 8). Produkty, které nejsou předmětem primárního zpracování, jsou využity farmaceutickým a kožedělným průmyslem (9, 13), uplatnění tak naleznou vepřové štětiny, vepřová kůže, sádlo, želatina, vepřová ovaria jako zdroj hormonů, vepřové srdeční chlopně jsou dokonce využity jako implantáty do lidských srdcí (Ockerman, 2000). Zemědělci užitkových chovů prodávají prasata zpracovateli 1. stupně (10), který zajistí primární úpravu masa, jež je dále prodáváno zpracovateli 2. stupně (16). Ten dále maso konzervuje, případně jej upravuje využitím pomocných surovin, jako soja, mouka, koření (17). Velmi důležitým dílem výrobní vertikály

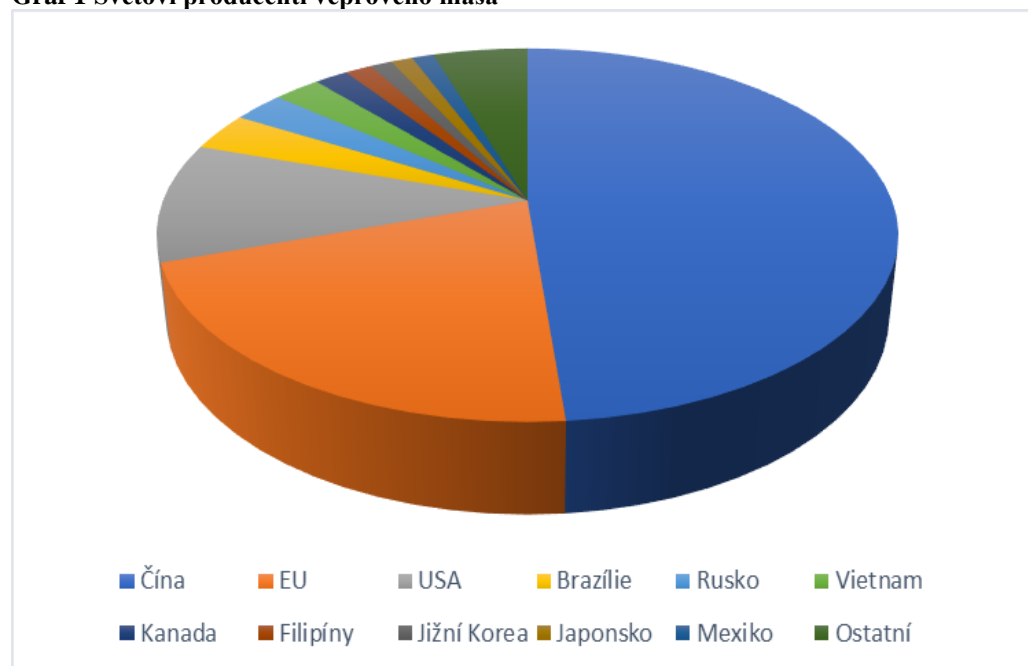
je prodej krmiva od průmyslových výrobců chovatelům (12), neboť kvalita krmiva přímo ovlivňuje výsledek produkce. Do vertikály dále vstupuje průmyslový výrobce se zaměřením na obaly a technologie, který svými produkty zásobuje chovatele i zpracovatele 1. a 2. stupně (11, 18, 19). Již zpracované masné produkty jsou zpravidla dodávány zpracovatelem druhého stupně do velkoobchodu, maloobchodu, potažmo podnikům závodního stravování (20, 21, 22), dodávky těmto subjektům jsou někdy realizovány zpracovatelem prvního stupně (14, 15, 23). Ke konečnému spotřebiteli se výsledný produkt dostane skrz velkoobchod, maloobchod nebo závodní stravování (25, 26, 27).

### 4.3 Situace na trhu s vepřovým masem

#### 4.3.1 Světový trh

Světovému trhu s vepřovým masem v roce 2017 dominovala především Čína, která vyrobila 54,5 milionů tun vepřového masa s podílem 49 % na celkové produkci vepřového masa ve světě. Druhým nejvýznamnějším producentem byla Evropská unie s celkovým počtem 23,6 milionů tun vepřového masa a podílem 21 %. Pomyslnou bronzovou příčku obsadilo USA s počtem 11,6 milionů tun vyrobeného vepřového masa a desetiprocentním podílem na celkové světové produkci.

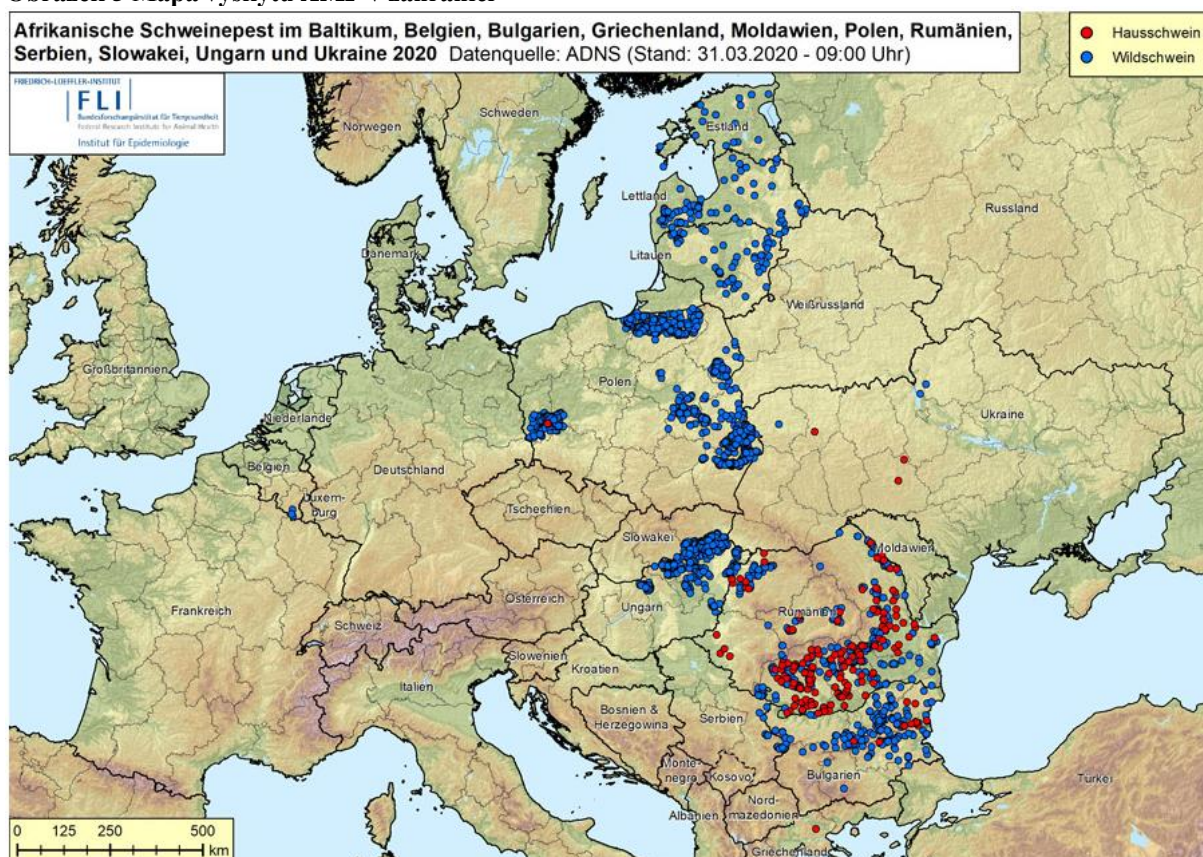
Graf 1 Světoví producenti vepřového masa



Zdroj: vlastní zpracování dle Mze, 2018. Údaje za rok 2017.

K výraznému poklesu produkce došlo v Číně od roku 2018, ve kterém v srpnu propukl africký mor prasat, který dosud nebyl vymýcen, počet nakažených chovů však klesá. Africký mor prasat se odtud se šířil do dalších asijských států, například do Jižní Koreje nebo Vietnamu. V Evropě se nákaza divokých prasat v letech 2018-2020 prokázala například v Polsku, Slovensku, Maďarsku a Rumunsku. K plošné nákaze domácích chovů došlo v Rumunsku, kde bylo od roku 2017 nuceně poraženo více než 600 000 prasat (Svaz chovatelů prasat, 2020). Mapa výskytu afrického moru prasat je uvedena na obrázku č. 5.

**Obrázek 5** Mapa výskytu AMP v zahraničí



Zdroj: Mapy výskytu AMP v zahraničí k 31.03.2020. Dostupné z: <http://www.africkymorprasat.cz>

Hlavními světovými exportéry vepřového masa jsou EU (34 %), USA (31 %), Kanada (16 %) a Brazílie (9 %) (Mze, 2018). Mezi země s největším podílem dovozu patří Čína (21 %), Japonsko (19 %), Mexiko (14 %), Jižní Korea (8 %) a USA se zastoupením 6 % (Mze, 2018).

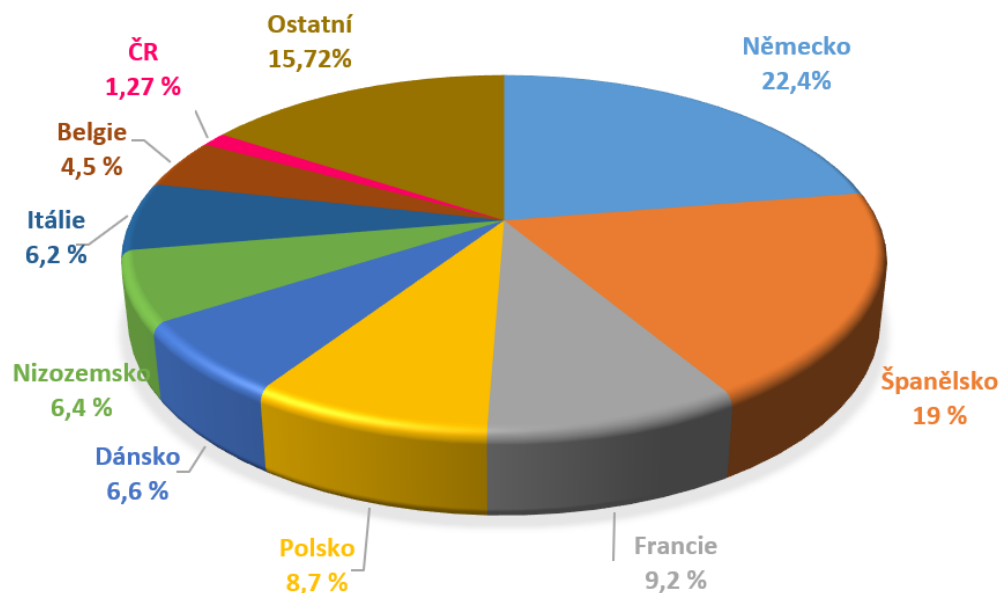
Rusko se aktivně na dovozu ani vývozu nepodílí, od 7. srpna 2014 uplatňuje takzvané Rozhodnutí prezidenta „O použití speciálních ekonomických opatření s cílem zajištění bezpečnosti Ruské federace“. Jedná se o zákaz dovozu vybraných potravin, tzv. embargo, jehož platnost je od roku 2014 každoročně prodloužována. Poslední prodloužení vešlo

v platnost v červnu 2019 a aktuálně platí do 31. prosince 2020 s předpokladem dalšího prodloužení. Zákaz dovozu se týká všech členských zemí EU, USA, Kanady, Austrálie, Norska, Albánie, Ukrajiny, Islandu, Černé hory a Lichtenštejnska. Kromě zákazu dovozu vepřového masa z těchto zemí se embargo vztahuje i na hovězí a drůbeží maso, ryby, korýše, měkkýše, mléčné výrobky, ovoce, zeleninu, ořechy, soli a různé potravinové přípravky (MZe, 2019).

#### 4.3.2 Evropský trh

Evropská unie je jedním ze tří nejvýznamnějších producentů vepřového masa ve světě, díky čemuž má možnost významně se podílet na vývoji globálního trhu s vepřovým masem. Seznam nejvýznamnějších producentů vepřového masa v EU a jejich podíl na celkové produkci této komodity v EU je uveden na grafu č. 2. Největší podíl 22,4 % má Německo s absolutní výrobou 5,3 milionů tun vepřového masa, následuje Španělsko s 19 % a produkcí ve výši 4,5 milionů tun vepřového masa, třetím nejvýznamnějším producentem je Francie s 9,2 % a téměř 2,2 miliony tun vepřového masa ročně. Česká republika se na celkové produkci vepřového masa v EU podílí z 1,27 %.

Graf 2 Nejvýznamnější producenti vepřového masa a jejich podíl na produkci EU v roce 2018

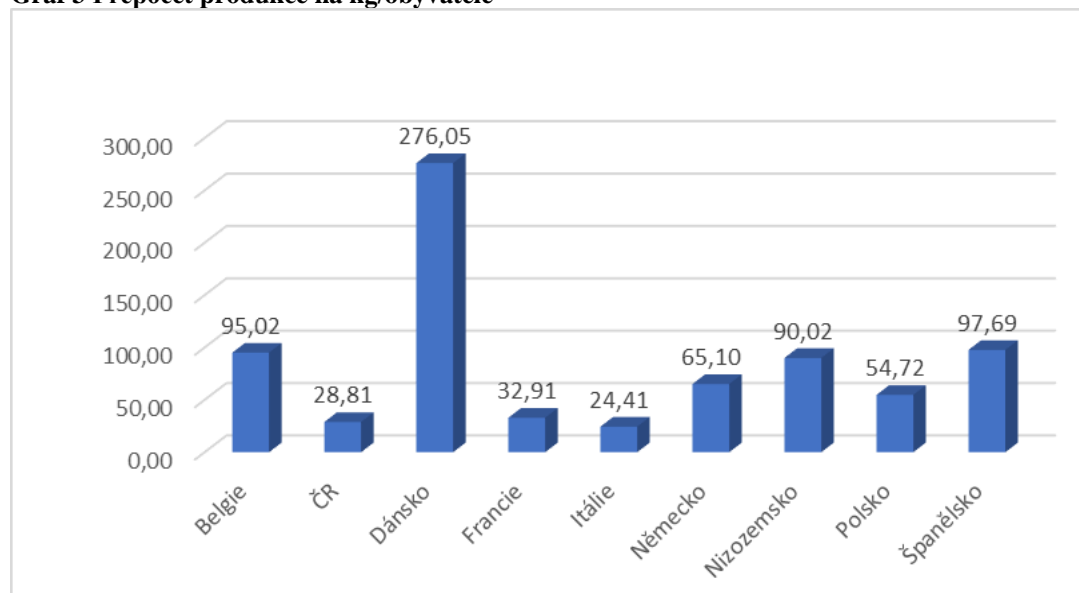


Zdroj: MZe, *Situační a výhledová zpráva vepřové maso 2018*

Dánsko za rok 2018 vyrobilo 1576 tisíc tun vepřového masa v živém a přispělo tak podílem 6,6 % na celkové produkci Evropské unie. V případě přepočtu vyrobeného vepřového masa na jednoho obyvatele by však obsadilo první příčku, v roce 2018 vyprodukovalo Dánsko

průměrně 276 kg za jednoho obyvatele. Grafický přepočet produkce na jednoho obyvatele členských zemí EU je zobrazen v grafu č.3. Následuje Španělsko s 97,69 kg na obyvatele, v těsném závěsu Belgie s průměrnou produkcí 95,02 kg na obyvatele a Nizozemsko s výrobou 90,02 kg na obyvatele za rok.

**Graf 3 Přepočet produkce na kg/obyvatele**



Zdroj: vlastní zpracování dle dat Mze

### 4.3.3 Situace na trhu v České republice

Zemědělská výroba vždy patřila v České republice mezi hlavní odvětví národního hospodářství, přesto, že její podíl na hrubé přidané hodnotě v České republice každým rokem klesá. V roce 1990 dosahoval téměř osmi procent, od roku 2010 dosahuje průměrně 2,37 %. Průměrné hodnoty podílu zemědělství, lesnictví a rybářství na HPH jsou uvedeny v tabulce č. 3.

**Tabulka 3 Podíl odvětví na hrubé přidané hodnotě v České republice**

Zemědělství, lesnictví a rybářství	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
		7,95	5,79	4,6	4,53	4,51	4,36	3,99	3,64	3,73
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
	3,42	3,3	2,8	2,59	2,55	2,45	2,28	2,17	2,13	1,82
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
	1,68	2,38	2,61	2,69	2,74	2,48	2,3	2,29	2,19	

Zdroj: ČSÚ

Důležitým krokem pro zemědělství byl vstup České republiky do Evropské unie. Do roku 2004 byl zemědělský trh málo závislý na evropském trhu, levné dovozy ze zahraničí nebyly ze strany státu podporovány, podpora byla zaměřena spíše na vývoz v podobě

vývozních subvencí. Po vstupu do Evropské unie 01.05.2004 se stala Česká republika součástí jednotného evropského trhu, čímž se zvýšil počet potenciálních konzumentů vepřového masa na 455 milionů obyvatel a zemědělská politika začala být ovlivňována Společnou zemědělskou politikou EU. Tento krok s sebou přinesl řadu výhod, došlo k navýšení příjmů a životní úrovně a naskytla se možnost exportovat na evropské trhy. Pro menší podnikatele to však znamenalo menší konkurenceschopnost v porovnání s prodejními cenami levnějších, například polských, producentů (Vinš, 2018). Dále vešly v platnost jednotné normy a docházelo k potřebě dodatečných investic pro dodržení nových hygienických a zdravotních předpisů, zvýšily se nároky na technologie z hlediska pohody zvířat. Řada tuzemských chovatelů prasat z těchto důvodů ukončila svou činnost, což vedlo k poklesu stavu prasat, který byl následně vyrovnáván zvýšeným dovozem z EU (MZe, 2005).

**Tabulka 4 Stavby prasat v ČR (tis.ks)**

1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
4685,33	4789,90	4569,30	4609,15	4598,82	4070,90	3866,57	4016,25	4079,59	4012,94
1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
4000,72	3687,97	3593,72	3440,93	3362,80	3126,54	2876,83	2840,38	2830,42	2432,98
2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
1971,42	1909,23	1749,09	1578,83	1586,63	1617,06	1559,65	1609,95	1490,78	1557,22

Zdroj: ČSÚ

Vstup do Evropské unie se promítl také úpravou legislativy a zvýšenou potřebou dokumentace. Každý podnikatel nově musel u zboží, které přesáhne za období 12 měsíců hodnotu exportu do jiné země EU 4 milióny Kč a hodnotu importu 2 milióny Kč, evidovat daňové a statistické údaje (MZe, 2004). Nesplnění této nové povinnosti bylo sankcionováno. Mezi legislativní změny, jejichž cílem byla harmonizace práv České republiky a Evropské unie, patřila například podpora soukromého skladování vepřového masa, úprava pravidel exportu a importu vepřového masa, nastavení pravidel k režimu vývozních subvencí a jednotná klasifikace tříd jatečných prasat SEUROP. Dotační politika v České republice byla cílena na udržování a zlepšování genetického potenciálu prasat, ověřování původu, zavádění a vedení plemenných knih, kontrolu užitkovosti a částečné úhrady nákladů spojených s likvidací kadáverů. Výše dovozních cel byla určována Integrovaným tarifem EU (TARIC).



#### 4.3.3.1 Produkce vepřového masa v ČR

Velikost produkce vepřového masa závisí na rozsahu a výkonnosti výrobní základny. Produkci masa se rozumí chov prasat určených pro porážku, a tedy k následné konzumaci či dalšímu zpracování. Výkonnost mateřské populace je hodnocena dle ukazatelů hrubé a čisté natality a mléčnosti prasnic. Hrubá natalita, tedy počet narozených selat na prasnici ve vrhu a za rok celkem, má vyšší vypovídací schopnost při srovnávání výsledků v porovnání s čistou natalitou, tedy počtem odchovaných selat na prasnici za rok, která je ovlivněna podmínkami chovu a kondicí prasnice.

V letech 1995–2003 se v České republice vyrobilo průměrně 630 tisíc tun prasat ročně. Po vstupu do Evropské unie v roce 2004 začala produkce prasat klesat, což bylo způsobeno sníženou konkurenceschopností tuzemských chovatelů v porovnání s levnější zahraniční konkurencí a zvýšenými náklady na chod kvůli zavedení jednotných standardů. V roce 2003 se vyrobilo téměř 578 tisíc tun prasat, následující rok po vstupu do EU 472 tisíc tun, což představuje pokles o 18,6 %. Výroba prasat nadále klesala, v roce 2009 byl zaznamenán první pokles pod 400 tisíc tun na 370,3 tisíc tun prasat, což znamená pokles oproti průměrné výrobě v letech 1995-2003 o 41,3 %. Nejslabší produkce za sledované období byla evidována v roce 2017, ve kterém hmotnost vyrobených prasat klesla pod 300 tisíc tun. Průměrná produkce za období po vstupu do Evropské Unie je 373 tisíc tun prasat za rok.

**Tabulka 5 Produkce vepřového masa v ČR (tis.t.ž.hm.)**

1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
650	714	680	660	638,8	583,9	584	585,4
2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
579,9	547	472	449,3	463,7	431,6	370,3	366,4
2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
350,3	303,6	310,2	312,5	309,8	312,7	296,3	304,3

*Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z ČSÚ*

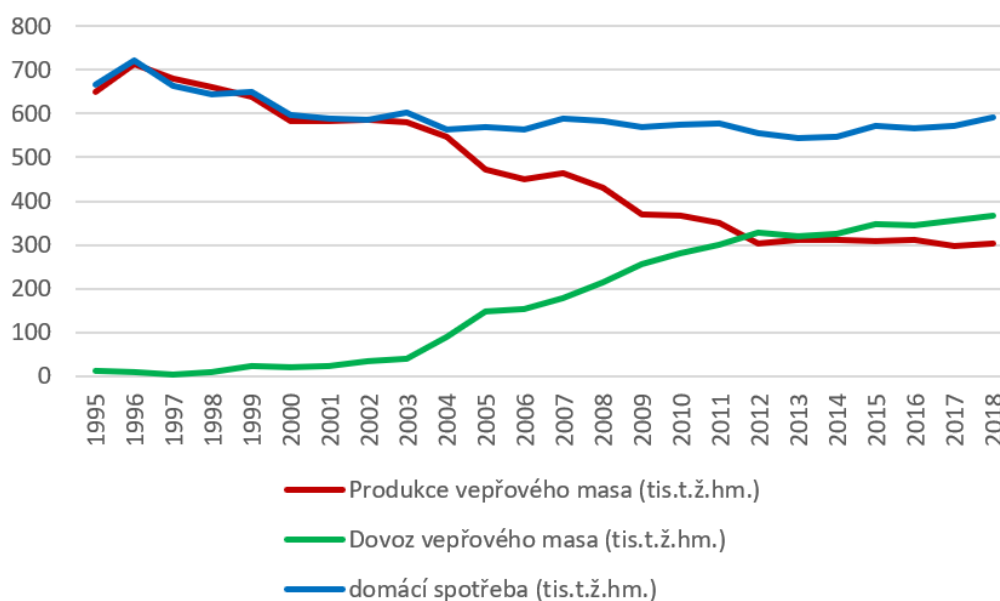
Pokles tuzemské produkce byl vyrovnáván zvýšeným dovozem z EU. Zatímco před vstupem do EU byla průměrná hmotnost dovezených prasat kolem 20 tisíc tun ročně, po vstupu křivka rapidně narůstala. V roce vstupu do EU bylo dovezeno 89,3 tisíc tun prasat, dvojnásobné množství než předchozí rok. Následující období se dovezlo 147 tisíc tun, což představovalo sedminásobné množství průměrného dovozu v letech 1995-2003. Za posledních deset let se v průměru do České republiky doveze 322 tisíc tun prasat ročně.

**Tabulka 6 Dovoz vepřového masa do ČR (tis.t.ž.hm.)**

1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
12	8,4	3,4	10	23,5	19,3	22,3	34,3
2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
40,2	89,3	147	154,6	177,7	214,4	256,2	279,6
2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
301,7	328,5	321,1	325	348,7	344,4	354,4	367,5

Zdroj: Vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Pokles tuzemské produkce vepřového masa je graficky znázorněn na grafu č. 4. Její křivka má dlouhodobě klesající tendenci, výrazný pokles je zaznamenán po roce 2004, od roku 2012 dochází k ustálení produkce. Křivka dovozu vepřového masa do ČR opisuje téměř opačnou tendenci než křivka produkce, je patrný výrazný nárůst od roku 2004, který přetrvával až do roku 2012, od kterého následně docházelo k významnému zpomalení růstu. Na grafu je také vyobrazena křivka domácí spotřeby vepřového masa, která dokazuje, že se vepřové maso v ČR těší velké oblíbenosti. Má sice v dlouhodobém horizontu mírně klesající tendenci, ale už od roku 2000 se průměrná spotřeba pohybuje mezi 500 a 600 tisíci tun prasat ročně.

**Graf 4 Produkce vepřového masa a její determinanty**

Zdroj: ČSÚ

#### 4.3.3.2 Spotřeba vepřového masa

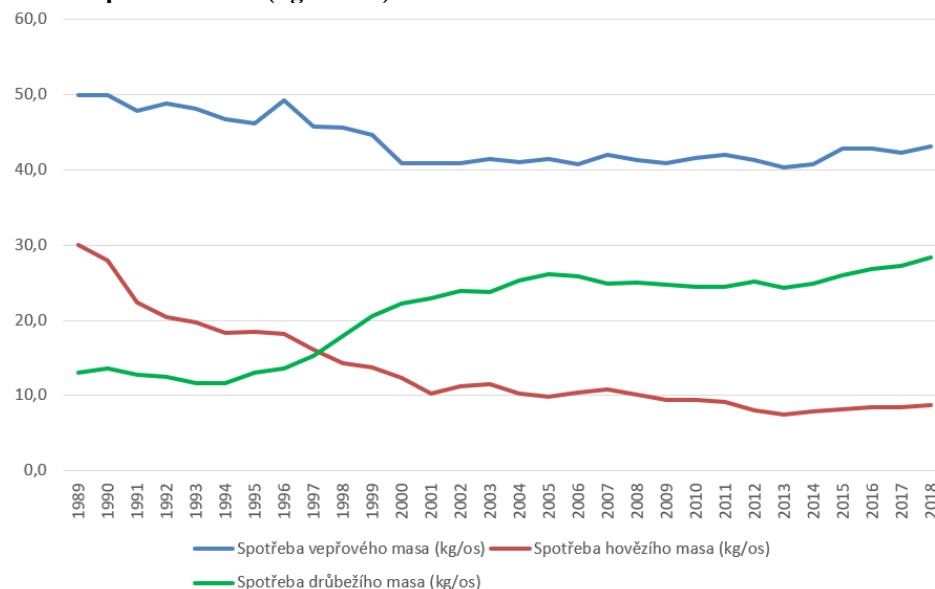
Spotřeba vepřového masa je ovlivňována mnoha faktory, mezi něž patří demografické vlivy, spotřební zvyklosti, kupní síla spotřebitelů, osobní preference a mnoho dalších. Objemy spotřebovaného vepřového masa v České republice od roku 1989 jsou uvedeny v tabulce č. 7.

**Tabulka 7 Spotřeba vepřového masa v ČR (kg/os/rok)**

1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
49,9	50	47,8	48,8	48,1	46,7	46,2	49,2	45,8	45,7
1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
44,7	40,9	40,9	40,9	41,5	41,1	41,5	40,7	42	41,31
2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
40,9	41,59	42,07	41,29	40,33	40,72	42,9	42,84	42,34	43,18

Zdroj: ČSÚ

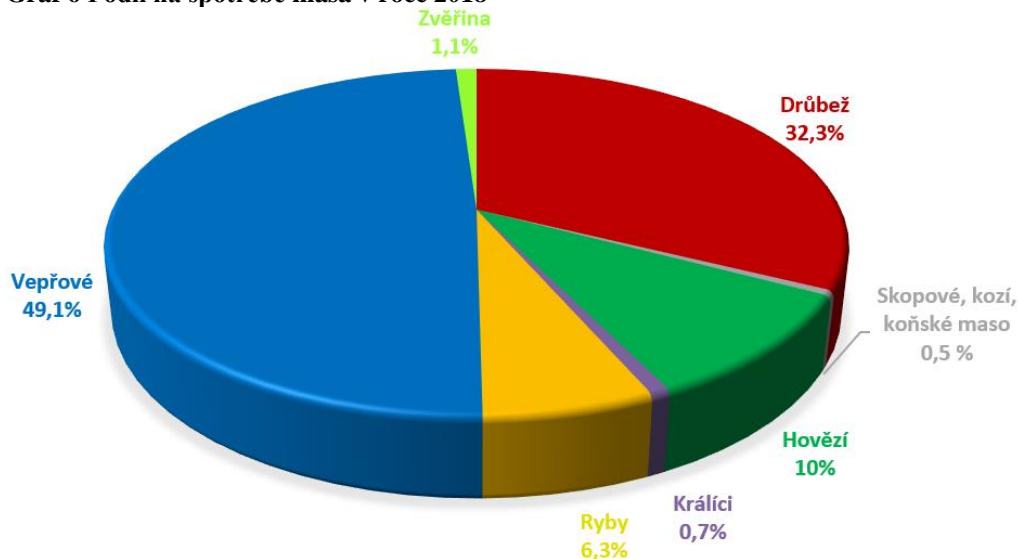
Vyhodnocení spotřeby vepřového masa je promítnuto do grafu č. 5, v němž je graficky znázorněna spotřeba vepřového masa v porovnání s nejbližšími substituty, hovězím a drůbežím masem. Z grafu je patrné, že vepřové maso se v České republice těší veliké oblibě, ač má křivka spotřeby vepřového masa mírně klesající trend, stále je objemem spotřeby na prvním místě na pomyslném žebříčku oblíbenosti. Mírně klesající spotřeba může být vysvětlena tendencí spotřebitelů žít zdravě a vyřadit tučnější masa z jídelníčku, čemuž odpovídá i nárůst spotřeby drůbežního masa, jež vzrostla z 13 kg/os/rok v roce 1989 na 28,4 kilogramu na osobu v roce 2018. Průměrně za posledních deset let zkonsumuje obyvatel ČR 25,7 kilogramů drůbežního masa ročně. Za nejbližší substitut vepřového masa je považováno maso hovězí, jehož spotřeba od roku 1989 klesla zhruba na třetinu. Jeho průměrná spotřeba za posledních deset let je 8,5 kg na obyvatele České republiky za rok.

**Graf 5 Spotřeba masa (kg/os/rok)**

Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

Vepřového masa se v průměru za posledních 10 let zkonsumovalo 41,8 kilogramů ročně na obyvatele ČR. Tímto množstvím se spotřeba vepřového masa podílí na celkové spotřebě masa z 49,1 %. Druhé nejoblíbenější maso je drůbeží, jehož podíl na celkové spotřebě činí 32,3 % a desetiprocentní podíl na celkové spotřebě získává maso hovězí.

Graf 6 Podíl na spotřebě masa v roce 2018



Zdroj: Vlastní zpracování dle údajů z ČSÚ

#### 4.4 Cenová transmise

Pojem cenová transmise, jinak nazývaný jako cenový přenos, může být definován jako podíl změny vstupu, která se promítne do změny ceny výstupu. Z ekonomické teorie je známo, že nárůst ceny vstupů zapříčiní nárůst ceny výstupu, opačné působení, tedy pokles ceny vstupů by měl dle ekonomické teorie způsobit pokles ceny výstupu. V mnoha případech však bylo pozorováno, že zatímco růst ceny vstupu bývá téměř neprodleně promítnut do ceny výstupu, jejich pokles způsobí jen částečný a opožděný pokles ceny výstupů (Peltzman, 2000). Dle Bečvářové takové chování může být způsobeno existencí tržní síly nebo řízením zásob maximalizujících zisk. Argument tržní síly v případě nedokonalé konkurence předpokládá promítnutí pouze malé části cenového poklesu do výsledné ceny výstupu, čímž je zvýšena marže odvětví, za současného promítnutí plné výše zvýšené ceny vstupů do konečné ceny výstupů. Tento jev je nazýván asymetrie cenového přenosu (Bečvářová, 2005) a závisí na chování firmy, existenci úspor z rozsahu a pružnosti poptávky a nabídky.

Asymetrie může být časová, v případě, kdy ceny výstupů reagují později než ceny vstupů, nebo cenová, když ceny reagují v různých intenzitách. Cenová i časová asymetrie může být přítomna při růstu i poklesu cen (Katrňák, 2013).

Vavra a Goodwin (2005) rozlišují dva základní typy cenové transmise, horizontální (prostorovou) cenovou transmisi, která vyjadřuje spojitost mezi cenami na různých místech. Teorii zabývajících se horizontálními cenovými přenosy je využíváno k určování směnných kurzů a tržních integrací. Vertikální cenová transmise slouží k hodnocení vztahů mezi

různými stupni ve vertikále, například mezi cenami zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelskými cenami.

Analýzou cenové vertikály se zabýval velký počet vědců v České republice i ve světě, metodiky a použité postupy se liší. Jensen, Moller (2007) se zabývali asymetrickým chováním cenové transmise ve vertikálách vepřového masa, kuřecího masa, vajec, jablek, mléka a cukru na dánském zemědělsko-potravinářském trhu. K analýze byly využity jednorozměrné analýzy časových řad a kointegrační analýza založené na Engle-Granger přístupu. Bakucs, Fertő (2005) využili kointegrační analýzy se zaměřením na VECM model při analýze cenové transmise ve vertikále vepřového masa v Maďarsku. Vertikála vepřového a hovězího masa byla testována také Bojnecem (2002), který pro své cíle použil kointegrační analýzu založenou na Johansen přístupu k VECM modelu. K aplikaci TVECM modelu se přiklonili Goodwin a Harper (2002), s jejíž pomocí analyzovali cenovou transmisi ve vertikále vepřového masa v USA. Vavra, Goodwin (2005) se zabývali analýzou symetrie, resp. asymetrie cenových přenosů ve vertikále vepřového a drůbežího masa v USA s využitím kointegrační analýzy, VECM modelu, TVECM modelu a impulse-response analýzy. Majoritní podíl provedených analýz prokázal existenci asymetrické cenové transmise v uvedených modelech (Šobrová, 2009).

## 5 Vlastní práce

Vlastní část práce je rozdělena do dvou částí. V první části bude kvantifikován, verifikován a v případě kladného výsledku aplikován model produkce vepřového masa, jehož odhad bude vytvořen na základě podkladových dat z let 1995-2018.

V druhé části, zaměřené na analýzu cenové transmise ve výrobní vertikále, budou definovány 4 dílčí modely, reprezentující ceny na různých úrovních vertikály, které budou následně podrobeny ekonometrické analýze. Pro analýzu cenové transmise budou použita podkladová data s měsíční periodicitou za období leden 2013 až únor 2020.

Závěrem budou výsledky ekonometrických analýz komparovány s původními hypotézami a vyhodnoceny.

### 5.1 Analýza produkce vepřového masa

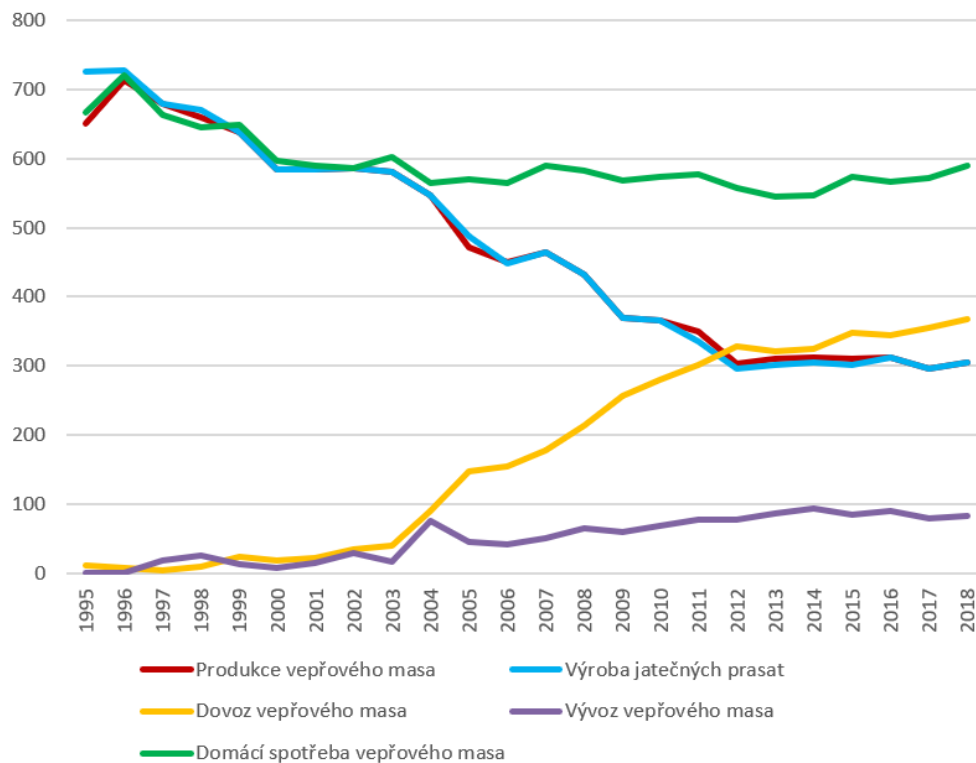
#### Charakteristika modelu a jeho předpoklady

Tato část práce se bude zabývat analýzou produkce vepřového masa, která je pro tento model zvolena jako endogenní proměnná. Dle ekonomické teorie by mělo výslednou velikost produkce ovlivňovat několik faktorů. Jedním z hlavních determinantů produkce je poptávka po vepřovém mase, která bude v této části zastoupena daty o spotřebě vepřového masa v České republice v letech 1995 až 2018. Je předpokládána silná závislost na dovozu, pravděpodobně simultánního charakteru, která byla patrná již z grafu č.4. Mezi další vhodné determinanty by mohly patřit hodnoty produkce za předchozí období, spotřebitelské ceny masných výrobků z vepřového masa, ceny krmných směsí, množství výroby jatečně upravených těl prasat a hodnoty vývozu. Všechny tyto determinanty budou zahrnuty v první podobě modelu. Tento model bude následně pomocí t-testu redukován o nevýznamné proměnné a bude kvantifikována jeho výsledná forma. V tomto modelu je očekáván vliv vstupu do Evropské unie na produkci vepřového masa, ten tedy bude do modelu zahrnut v podobě dummy proměnné.

Na grafu č. 7 je znázorněna produkce vepřového masa včetně jejích determinantů v letech 1995 až 2018. Na první pohled je patrná velmi silná závislost a prakticky totožná křivka produkce vepřového masa a výroby jatečně upravených těl. To je dáno blízkým vztahem a relativně nízkou přidanou hodnotou mezi těmito ukazateli. Produkce vepřového masa byla definována jako chov prasat určených pro porážku a k následné konzumaci či dalšímu zpracování. Jatečnictví bylo definováno jako odvětví produkce masa, v němž dochází

k transformaci živých zvířat na maso. Přidanou hodnotou mezi těmito ukazateli je tedy pouze převoz prasat, jejich porážka a úprava jatečných těl. Vzhledem k povaze úzké závislosti je zde předpokládán simultánní vztah.

**Graf 7 Produkce vepřového masa a její determinanty (tis.t.ž.hm)**



Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

V teoretické části této práce bylo zmíněno, že silným determinantem je i dovoz vepřového masa do ČR, jehož role je po vstupu do EU stále více důležitá. To je patrné z jeho křivky, která je prakticky totožná a křivkou produkce vepřového masa, jen s opačnou tendencí. Vliv vývozu na produkci není z grafu na první pohled patrný.

Po dosazení všech zmíněných možných vysvětlujících proměnných do první podoby modelu byl model následně upraven odstraněním nevýznamných proměnných. Jako nevýznamné proměnné byly vyhodnoceny ceny krmných směsí, spotřebitelské ceny masných výrobků z vepřového a hovězího masa, které bylo zvoleno jako zástupce nejbližšího substitutu vepřového masa, vývoz a produkce vepřového masa v předchozím období.

Součástí finální podoby modelu je také konstanta a náhodná složka, u které je očekávána nulová střední hodnota, konstantní rozptyl, nulová kovariance a normální rozdělení.

Model vycházející z těchto předpokladů má následující podobu:

$$PRD_t = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}PRD_{t-1} + \gamma_{13}SPO_t + \gamma_{14}IMP_t + \gamma_{15}EU_t + \gamma_{16}JUT_t + u_{1t} \quad (16)$$

PRD <sub>t</sub>	...	Produkce vepřového masa (tisíc tun živé hmotnosti)
x <sub>1t</sub>	...	Jednotkový vektor
PRD <sub>t-1</sub>	...	Produkce vepřového masa v minulém roce (tisíc tun živé hmotnosti)
SPO <sub>t</sub>	...	Spotřeba vepřového masa (tisíc tun živé hmotnosti)
IMP <sub>t</sub>	...	Dovoz vepřového masa (tisíc tun živé hmotnosti)
EU <sub>t</sub>	...	Dummy proměnná reprezentující vstup do EU
JUT <sub>t</sub>	...	Výroba jatečných prasat (tisíc tun živé hmotnosti)

### Detekce multikolinearity a odhad rovnice pomocí BMNČ

Pro odhad parametrů modelu byla použita běžná metoda nejmenší čtverců, vycházející z podkladových dat v příloze č.1. Korelační matice však prokázala vysokou kolinearitu u následujících proměnných:

PRD <sub>t-1</sub>	...	Produkce vepřového masa v minulém roce (tisíc tun živé hmotnosti)
JUT <sub>t</sub>	...	Výroba jatečných prasat (tisíc tun živé hmotnosti)

Vysoká kolinearita byla následně odstraněna použitím prvních diferencí výše uvedených proměnných, čímž byl základní soubor snížen o jedno pozorování. Na základě opravených dat byla vytvořena korelační matice, jejíž hodnoty jsou vyčísleny v tabulce č.8 a potvrzují neexistenci multikolinearity ve zvoleném modelu.

**Tabulka 8 Korelační matice**

dPRD <sub>t-1</sub>	SPO	IMP	EU	dJUT	
1,0000	0,3376	-0,0339	0,0797	-0,0629	dPRD <sub>t-1</sub>
	1,0000	-0,6789	-0,1465	-0,1432	SPO
		1,0000	-0,1617	0,2744	IMP
			1,0000	-0,1249	EU
				1,0000	dJUT

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

Na základě výsledků odhadu jednorovnicového modelu v programu Gretl, které jsou uvedeny v tabulce č.9, byla sestavena následující rovnice ve strukturálním tvaru:

$$PRD_t = 75,4938 + 0,0894838dPRD_{t-1} + 0,910158SPO_t - 0,819790IMP_t + 35,5953EU_t + 0,129792dJUT_t + u_{1t} \quad (17)$$



**Tabulka 9 Odhad strukturálního modelu**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	75,4938	46,3706	1,628	0,1230	
dPRDt_1	0,0894838	0,0537119	1,666	0,1152	
SPO	0,910158	0,0740726	12,29	<0,0001	***
IMP	-0,819790	0,0160489	-51,08	<0,0001	***
EU	35,5953	7,29484	4,880	0,0002	***
dJUT	0,129792	0,0592800	2,189	0,0437	**

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

### **Ekonomická verifikace**

Odhadnuté parametry exogenních proměnných, uvedené v tabulce č.9, vyjadřují absolutní změny produkce vepřového masa při jednotkové změně ostatních proměnných, za podmínek *ceteris paribus*. Nejsilnější závislost vyjadřuje parametr spotřeby vepřového masa, která je pro účely této analýzy interpretována jako poptávka po vepřovém mase. Její navýšení o 1000 tun (ž.hm.) vyvolá za jinak neměnných podmínek navýšení produkce vepřového masa o 910 tun (ž.hm.). Tento jev je v naprostém souladu s ekonomickou teorií a potvrzuje, že spotřeba, respektive poptávka, je jeden ze základních determinantů ovlivňující produkci. Dalším vlivným faktorem je hmotnost dovezených prasat, při jejím navýšení o tisíc tun živé hmotnosti klesne tuzemská produkce vepřového masa o 819 tun, za podmínek *ceteris paribus*. Zde se pravděpodobně jedná o simultánní závislost a při navýšení produkce by mělo dojít k poklesu dovezených prasat. Při formulaci charakteristiky tohoto modelu bylo předpokládáno, že je produkce ovlivňována množstvím produkce za předchozí rok. Výsledný parametr této proměnné udává, že navýšení produkce o tisíc tun živé hmotnosti vyvolá nadcházející rok navýšení o přibližně 89 tun, tedy necelých 9 %. Směr působení je správný, závislost je však slabá. Navýšení výroby jatečně upravených těl o tisíc tun živé hmotnosti vyvolá zvýšení produkce o 129 tun živé hmotnosti, za podmínek *ceteris paribus*. Výrobu jatečně upravených těl lze interpretovat jako porážku prasat a následnou jatečnou úpravu těl, může tedy v tomto případě figurovat jako faktor ovlivňující poptávku, tedy při zvýšené aktivitě jatek a snížení stavu vepřového masa připraveného na porážku mohou výrobci vepřového masa reagovat snahou o nasycení zásob. Všechny parametry potvrzují ekonomickou teorii.

### **Statistická verifikace**

Kromě konstanty a produkce vepřového masa v předchozím roce byly všechny exogenní proměnné vyhodnoceny jako statisticky významné. Proměnná dPRDt<sub>t-1</sub> však bude

v modelu ponechána kvůli potvrzení či vyvrácení hypotézy  $H_2$ : *Produkce vepřového masa je ovlivněna výší produkce v předchozích obdobích.*

Proměnné spotřeba, dovoz a vstup do EU byly vyhodnoceny jako statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  (\*\*\*), změna ceny jatečně upraveného těla je statisticky významná na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ . Koeficient determinace 0,998316 vyjadřuje, že změny produkce vepřového masa jsou z 99,83 % vysvětleny změnami použitých proměnných. Výsledky F-testu potvrzují, že rovnice je jako celek statisticky významná a lze ji tak považovat za statisticky verifikovanou.

**Tabulka 10 Výsledky statistické verifikace modelu produkce vepřového masa**

Střední hodnota závisle proměnné	450,5455	Sm. odchylka závisle proměnné	134,6379
Součet čtverců reziduí	641,1722	Sm. chyba regrese	6,330345
Koeficient determinace	0,998316	Adjustovaný koeficient determinace	0,997789
F(5, 16)	1896,695	P-hodnota(F)	1,37e-21

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

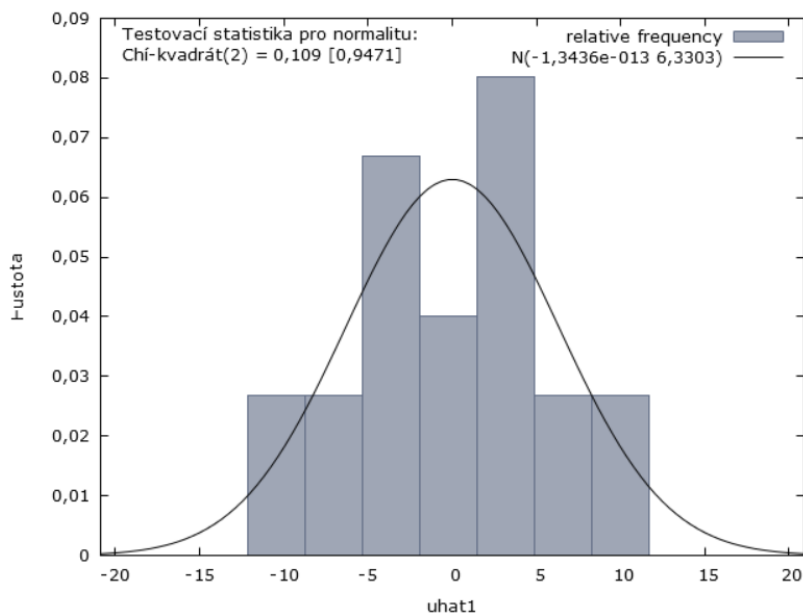
### **Ekonometrická verifikace**

Výstupy z programu Gretl, na jejichž základě byla provedena ekonometrická verifikace, jsou uvedeny v příloze č.2. Pro test heteroskedasticity byl vybrán Whiteův test, jehož výsledná p-hodnota 0,36802 přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a vede tak k nezamítnutí nulové hypotézy o výskytu homoskedasticity. V modelu se heteroskedasticita nevyskytuje, získané odhady tak mají konstantní rozptyl a výsledky jsou nejlepší, nestranné a konzistentní.

Pro test autokorelace 1. řádu byl zvolen Breusch-Godfreyův test, jehož p-hodnota 0,877587 přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a potvrzuje tak absenci autokorelace v modelu. Odhad parametrů je nestranný, konzistentní a nejlepší.

Normální rozdělení reziduí bylo prokázáno testem normality reziduí, jehož výsledkem je p-hodnota 0,947115, která přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$ , což nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl reziduí v rovnici. Normální rozdělení reziduí je graficky znázorněno v grafu č.8. Křivka zobrazeného grafu rozdělení reziduí je konkávní s téměř vyrovnanou variabilitou vyšších a nižších hodnot reziduí a znázorňuje absenci odlehlých hodnot.

**Graf 8 Test normality reziduí**



Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

V předchozích kapitolách byl zvolený model verifikován z hlediska ekonomického, statistického i ekonometrického a lze tedy přistoupit k jeho aplikaci. Nejprve bude provedena zkouška prognózovacích schopností použitím prognózy ex post a následně bude přistoupeno k prognóze ex ante pro následující 3 roky.

### Prognóza ex-post

Pro provedení prognózy ex post byl použit upravený datový soubor z přílohy č.1 snížený o tři pozorování. Pomocí BMNČ byl proveden odhad nového modelu, jehož výsledkem je následující rovnice:

$$PRD_t = 38,6719 + 0,0824457dPRD_{t-1} + 0,968904SPO_t - 0,800795IMP_t + 38,0055EU_t + 0,144746dJUT_t + u_{1t} \quad (18)$$

**Tabulka 11 Odhad rovnice pro prognózu ex post**

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	38,6719	49,3792	0,7832	0,4476	
dPRDt_1	0,0824457	0,0531825	1,550	0,1451	
SPO	0,968904	0,0789525	12,27	<0,0001	***
IMP	-0,800795	0,0185781	-43,10	<0,0001	***
EU	38,0055	7,18804	5,287	0,0001	***
dJUT	0,144746	0,0603667	2,398	0,0322	**

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných pro roky 2016-2018 jsou uvedeny v tabulce č.12. Tyto hodnoty byly dosazeny do nově odhadnuté rovnice, čímž byly získány teoretické hodnoty endogenní proměnné produkce vepřového masa. Jejich vyčíslení a porovnání se skutečnými hodnotami je uvedeno v tabulce č.13.

**Tabulka 12 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných**

	dPRDt_1	SPO	IMP	EU	dJUT
2016	-2,700	567,200	344,400	0	11,856
2017	2,900	571,800	354,400	0	-16,364
2018	-16,400	590,500	367,500	0	7,981

*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tabulka 13 Porovnání hodnot produkce vepřového masa**

	Teoretická hodnota PRD	Skutečná hodnota PRD	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
2016	313,9340	312,7	-1,2340	-0,395 %
2017	306,7599	296,3	-10,4599	-3,530 %
2018	316,3207	304,3	-12,0207	-3,950 %

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě hodnot z tabulky č.13 byla vypočtena průměrná chyba odhadu 2,62 %, což lze považovat za dostačující výsledek. Model disponuje vysokou prognózovací schopností a lze být využit k provedení prognózy ex ante.

### **Prognóza ex-ante**

Pro provedení prognózy ex ante byly nejprve odhadnuty budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných pomocí lineárních a kvadratických funkcí. Výsledky odhadů jsou uvedeny v přílohách č. 3-6. Tabulka č.14 zobrazuje odhadnuté hodnoty predeterminovaných proměnných.

**Tabulka 14 Odhad predeterminovaných proměnných**

	dPRDt_1	SPO	IMP	EU	dJUT
2019	-10,900	546,300	427,900	0	3,930
2020	-10,200	542,900	448,700	0	6,981
2021	-9,500	539,600	469,500	0	10,161

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhady budoucích hodnot predeterminovaných proměnných byly dosazeny do původní rovnice, čímž byla získána bodová prognóza ex ante pro hodnoty produkce vepřového masa v letech 2019-2021. Její výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 15.

**Tabulka 15 Výsledky prognózy ex ante**

	Produkce vepřového masa (tis tun ž.hm)
2019	221,4597
2020	201,7721
2021	182,1924

*Zdroj: vlastní zpracování*

V době dokončování této práce již byly známé hodnoty produkce za rok 2019. Jejich porovnání s výsledkem prognózy ex ante pro rok 2019 je uvedeno v tabulce č.16. Prognóza předpovídala produkci vepřového masa ve výši 221 459 tun, reálná produkce činila 209 603 tun, byla tedy o 11,8 tisíc tun a 5,65 % nižší než odhad. Tento rozdíl byl významně ovlivněn vyšším množstvím dovezených prasat, dle prognózy z programu Gretl mělo být v roce 2019 dovezeno 427,9 tisíc tun prasat, ale ve skutečnosti bylo v tomto roce dovezeno o 43 tisíc tun více, tedy 471 tisíc tun prasat. Procentuální odchylka odhadu dovozu je 9,2 %.

**Tabulka 16 Porovnání odhadu ex ante**

2019	Teoretická hodnota PRD	Skutečná hodnota PRD	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
Produkce	221,4597	209,603	-11,8567	-5,657 %
Dovoz	427,9000	471,279	43,3790	9,205 %

*Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ*

## 5.2 Analýza cenové transmise

Tato část práce se bude zabývat analýzou cenové transmise mezi jednotlivými stupni vertikály. Nejprve byly zvoleni reprezentanti vertikály vepřového masa, u kterých byla dále provedena analýza cenových přenosů na zemědělském, průmyslovém a spotřebitelském trhu. Zemědělský trh reprezentují ceny zemědělských výrobců prasat v živém a ceny zemědělských výrobců jatečných prasat jatečných tříd SEU v JUT. Zástupcem trhu průmyslových výrobců jsou ceny šunkového salámu, vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí, v rámci spotřebitelského trhu byly vybrány ceny vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí.

Do prvního stupně vertikály je také zahrnuta cena krmných směsí pro prasata nad 65 kg. Po zhodnocení situace na těchto trzích bude přistoupeno k detailnějším dílčím analýzám cenové transmise mezi jednotlivými stupni vertikály, jež jsou definovány následovně:

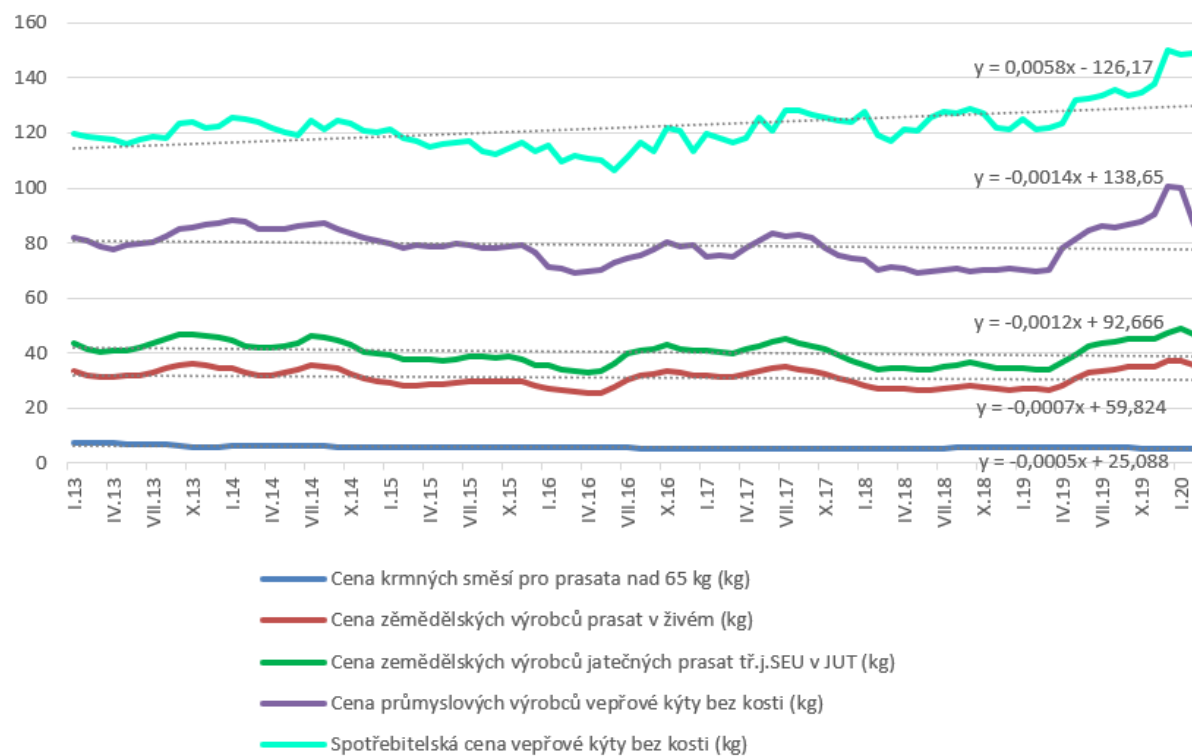
Model 1 zkoumá vztahy mezi cenou zemědělských výrobců vepřového masa v živém a nejnižším stupněm výrokové vertikály – cenou krmných směsí. Předpokladem je také vliv ceny průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat.

Model 2 reprezentuje cenu průmyslových výrobců JUT prasat a její závislost na exogenních proměnných, mezi které patří ceny zemědělských výrobců prasat v živém a ceny průmyslových výrobců jednotlivých masných výrobků z vepřového masa.

Model 3 byl vybrán pro zkoumání vztahů mezi cenou průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti a zástupci cen na ostatních stupních vertikály. Zástupcem nižšího stupně je v tomto případě cena průmyslových výrobců JUT prasat, zástupcem vyššího stupně je spotřebitelská cena vepřové kýty bez kosti.

Model 4 zkoumá vztahy mezi posledním stupněm výrokové vertikály, spotřebitelskými cenami vepřové kýty bez kosti, a reprezentanty exogenních proměnných, tedy cenami průmyslových výrobců jednotlivých výrobků z vepřového masa.

**Graf 9** Cenový vývoj jednotlivých prvků ve vertikále



Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Pro stručný popis trhu byla použita podkladová data s měsíční periodicitou, která jsou uvedena v příloze 7. Na grafu č.10 je zobrazen grafický vývoj proměnných za sledovaná období leden 2013 až únor 2020, včetně výpočtu rovnic lineárního trendu. Pro přehlednost grafu byla jako zástupce průměrné spotřebitelské ceny a ceny průmyslových výrobců použita pouze cena vepřové kýty bez kosti.

Z grafu je znatelné, že proměnné splňují ekonomický předpoklad cenové transmise, z rovnic trendů jednotlivých proměnných je patrné tzv. „rozevírání ekonomických nůžek“, při kterém cena na vyšší úrovni vertikály roste rychlejším tempem než cena na nejnižším stupni vertikály. Ekonomická teorie poukazuje na asymetrické chování v cenové transmisi směrem k vyšším stupňům vertikály, které je na úrovni spotřebitelských cen silnější než na úrovni cen potravinářských výrobců. Na základě této teorie je nárůst ceny na nižším stupni vertikály promítnut do ceny na vyšším stupni vertikály téměř okamžitě, v případě poklesu cen k odpovídajícímu poklesu na nižších úrovních vertikály dochází se zpožděním a v mnohem menší míře, pokud vůbec. Tuto teorii potvrzuje směrnice odhadnuté lineární trendové funkce u cen zemědělských a průmyslových zpracovatelů se zápornými hodnotami a směrnice odhadnuté lineární trendové funkce u spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti, tedy platí, že ceny na nejvyšší úrovni vertikály rostou rychleji než ceny na nižších úrovních.

Viditelný pokles cen u všech sledovaných ukazatelů je zřejmý v roce 2016. Již v roce 2015 započal propad ceny zemědělských výrobců jatečných prasat na trhu Unie, především trhu německém, který pokračoval během prvního pololetí roku 2016, v meziročním porovnání tak ceny stagnovaly na úrovni roku 2015. Podpory směřované do chovu prasat přispěly ke zlepšení ekonomiky výroby a cenového vývoje v druhé polovině roku 2016 a začátku roku 2017. Nárůst cen u všech sledovaných prvků vertikály je znatelný od začátku roku 2019 doposud. Mezi nejvýznamnější faktory vysvětlující tento trend patří nárůst inflace, která dle ČSÚ v prosinci 2019 dosáhla 3,2 %, druhou nejvyšší míru inflace za posledních 11 let po hodnotě 3,3 % v roce 2012. Vepřové maso bylo jednou z potravin, které podražilo nejvýznamněji, dále rostla cena uzenin, mléčných výrobků a cukru. Dále mohl být nárůst cen ovlivněn vztahem nabídky a poptávky, začátkem roku 2020 po propuknutí pandemie koronaviru ve světě se poptávka po všech potravinách výrazně zvýšila kvůli preventivnímu předzásobení spotřebitelů.

Jednotlivé dílčí modely a jejich vzájemné vztahy budou blíže specifikovány a analyzovány v následujících podkapitolách.

## 5.2.1 Analýza modelu 1 – Cena zemědělských výrobců prasat

### Charakteristika modelu a jeho předpoklady

Model 1 byl zvolen pro analýzu vztahů mezi prvním a druhým stupněm výrobní vertikály. Jako endogenní proměnná je zvolena cena zemědělských výrobců prasat v živém. Dle ekonomické teorie mají na tuto cenu vliv determinanty, mezi které patří cena krmných směsí, cena průmyslových výrobců jatečných prasat jateční třídy SEU v JUT a cena zemědělských výrobců prasat v předchozích obdobích. Pro zjištění délky a počtu zpožděných proměnných byl nejprve sestaven model obsahující zpožděné proměnné pro období 12 měsíců, který byl následně pomocí t-testu redukován o nevýznamné zpožděné proměnné. Tímto krokem bylo dosaženo zohlednění vlivu výrobního cyklu vepřového masa, jakým jsou zapaštění, vrh, výkrm, porážka a další zpracování. Tyto determinanty budou využity v ekonometrickém modelu jako vysvětlující proměnné.

Graf 10 Cenový vývoj CZV a CPV



Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Z grafu č.11 je patrné, že vývoj ceny krmné směsi je poměrně stabilní a bez výkyvů hodnot, nejnižší cena činila 5,04 Kč/kg v prosinci 2016, největší 7,18 Kč/kg v únoru 2013, průměrná cena za sledované období je 5,78 Kč/kg. Odhadnutá lineární trendová rovnice je mírně klesající a má téměř lineární podobu. V porovnání s křivkou ceny zemědělských výrobců není na první pohled patrná závislost, je tedy předpokládána malá nebo žádná míra



závislosti, v modelu však bude cena krmných směsí ponechána a absence závislosti bude dokázána nebo vyvrácena. Oproti tomu křivky cen zemědělských a průmyslových výrobců se téměř shodují, což poukazuje na silnou míru závislosti a potvrzuje vhodnost volby CPV za exogenní proměnnou. V tomto případě je předpokládán silný vliv ceny průmyslových výrobců vepřového masa JUT na vývoj CZV, přesto, že dle ekonomické teorie je cenový přenos z vyšší úrovně na nižší zpožděný, a ne vždy k němu dochází. Nejvyšší cena CZV byla evidována 37,35 Kč/kg v lednu 2020, nejnižší cena 25,44 Kč/kg v dubnu roku 2016, průměrná cena za sledovaná období je 31,03 Kč/kg. V lednu 2020 vystoupala cena na nejvyšší hodnotu i u CPV, a to 48,65 Kč/kg, stejně tak nejnižší hodnota 32,93 Kč/kg byla evidována v dubnu roku 2016, průměrná cena se ve sledovaném období pohybovala kolem 40,12 Kč/kg. Tyto hodnoty podporují hypotézu silné závislosti a minimálního zpoždění cenové transmise.

Součástí modelu je také konstanta a náhodná složka, u které je očekávána nulová střední hodnota, konstantní rozptyl, nulová kovariance a normální rozdělení.

Model vycházející z těchto předpokladů má následující podobu:

$$CZV_t = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}KRM_{t-6} + \gamma_{13}CPV_t + \gamma_{14}CZV_{t-1} + \gamma_{15}CZV_{t-2} + u_{1t} \quad (19)$$

CZV	...	Cena zemědělských výrobců prasat v živém (Kč/kg)
$x_{1t}$	...	Jednotkový vektor
$KRM_{t-6}$	...	Cena krmné směsi pro prasata nad 65 kg zpožděná o 6 období (Kč/kg)
$CPV_t$	...	Cena průmyslových výrobců jatečných prasat tř.j.SEU v JUT (Kč/kg)
$CZV_{t-1}$	...	Cena zemědělských výrobců prasat v živém zpožděná o 1 období (Kč/kg)
$CZV_{t-2}$	...	Cena zemědělských výrobců prasat v živém zpožděná o 2 období (Kč/kg)

### **Detekce multikolinearity a odhad rovnice pomocí BMNČ**

Pro odhad parametrů modelu byla použita běžná metoda nejmenší čtverců, vycházející z podkladových dat v příloze č.7. Korelační matice však prokázala vysokou kolinearitu u následujících proměnných:

$CZV_{t-1}$	...	Cena zemědělských výrobců prasat v živém zpožděná o 1 období (Kč/kg)
$CPV_t$	...	Cena průmyslových výrobců jatečných prasat tř.j.SEU v JUT (Kč/kg)

Aby bylo možné s daty dále disponovat, byly u obou proměnných použité postupné diference, kterými byly nahrazeny původní proměnné. Tímto krokem byl základní soubor snížen o jedno pozorování. Na základě opravených dat byla vytvořena korelační matice,

jejíž hodnoty jsou vyčísleny v tabulce č.17 a prokazují neexistenci multikolinearity ve zvoleném modelu.

**Tabulka 17 Korelační matice**

KRMt_6	dCZVt_1	CZVt_2	dCPV	
1,0000	0,0794	0,3818	0,0062	KRMt_6
	1,0000	-0,0759	0,6133	dCZVt_1
		1,0000	-0,3224	CZVt_2
			1,0000	dCPV

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Na základě výsledků odhadu jednorovnicového modelu v programu Gretl, které jsou uvedeny v tabulce č.18, byla sestavena následující rovnice ve strukturálním tvaru:

$$CZV_t = 0,591403 + 0,0332554KRM_{t-6} + 1,19781dCZV_{t-1} + 0,974466CZV_{t-2} + 0,597749dCPV + u_{1t} \quad (20)$$

**Tabulka 18 Odhad strukturálního modelu s použitím HAC standartní chyby**

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,591403	0,323292	1,829	0,0714	*
KRMt_6	0,0332554	0,0562463	0,5912	0,5562	
dCZVt_1	1,19781	0,0463872	25,82	<0,0001	***
CZVt_2	0,974466	0,00927941	105,0	<0,0001	***
dCPV	0,597749	0,0311020	19,22	<0,0001	***

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Ekonomická verifikace

Jednotlivé odhadnuté parametry vyjadřují absolutní změny ceny zemědělských výrobců vepřového masa v živém při jednotkové změně ostatních proměnných, za podmínek ceteris paribus. Zvýšení CPV jatečných prasat třídy SEU o 1 Kč vyvolá zvýšení CZV o 59 haléřů/kg, což potvrzuje ekonomickou teorii cenové transmise a fungování trhu. Zvýšení CZV o 1 Kč způsobí v následujícím měsíci nárůst téže ceny o 1 Kč a 19 haléřů a o dva měsíce později nárůst o 97 haléřů za kilogram vepřového masa v živém. Jednokorunové zvýšení ceny krmných směsí pro prasata nad 65 kg vyvolá za šest měsíců nárůst ceny CZV o 3,3 haléře za kilogram. Kladná hodnota znaménka odpovídá ekonomickému předpokladu, že zvýšení ceny na nižším stupni vertikály vyvolá zvýšení na tom vyšším, i když v nepatrné míře. Nízká závislost ceny krmných směsí na ceně zemědělských výrobců vepřového masa byla patrná již z grafu 11, ve kterém je křivka ceny krmných směsí víceméně neměnná v porovnání s křivkami ostatních proměnných. Vysvětlením může být delší trvání fáze výkrmu, která je běžně 6-7 měsíců, zemědělci mohou mít skladové zásoby krmiva a vliv změny cen krmiva se tedy promítne až v dalších obdobích. Dále zde není zohledněn vliv importu, tento model

analyzuje čistě cenové přenosy na jednotlivých stupních vertikály, cena krmných směsí se tak vztahuje pouze k cenám vepřového masa vyrobeného v tuzemsku.

### Statistická verifikace

Všechny exogenní proměnné byly vyhodnoceny jako statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  (\*\*\*) kromě proměnné ceny krmných směsí zpožděné o 6 měsíců, u které byla předpokládána nízká míra závislosti již při kvantifikaci modelu. Konstanta je statisticky významná na hladině významnosti  $\alpha=0,1$  (\*). Koeficient determinace 0,991630 vyjadřuje, že změny CZV jsou z 99,16 % vysvětleny změnami použitých proměnných. Výsledky F-testu potvrzují, že rovnice je jako celek statisticky významná a lze ji tak považovat za statisticky verifikovanou.

**Tabulka 19 Výsledky statistické verifikace modelu 1**

Střední hodnota závisle proměnné	30,94184	Sm. odchylka závisle proměnné	3,265817
Součet čtverců reziduí	6,963117	Sm. chyba regrese	0,306751
Koeficient determinace	0,991630	Adjustovaný koeficient determinace	0,991178
F(4, 74)	4890,843	P-hodnota(F)	7,86e-89

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

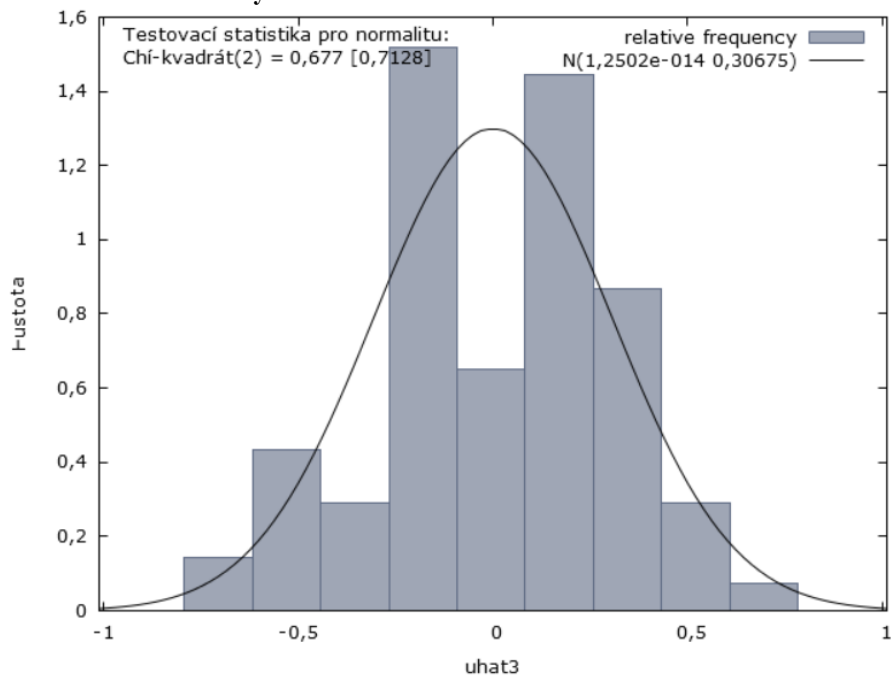
### Ekonometrická verifikace

Výstupy z programu Gretl, na jejichž základě byla provedena ekonometrická verifikace, jsou uvedeny v příloze č.8. Pro test heteroskedasticity byl vybrán Whiteův test, jehož výsledná p-hodnota 0,16296 přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a vede tak k nezamítnutí nulové hypotézy o výskytu homoskedasticity. Získané odhady tak mají konstantní rozptyl a výsledky jsou nejlepší, nestranné a konzistentní.

Pro test autokorelace do 12. řádu byl zvolen Breusch-Godfreyův test, jehož p-hodnota 0,0160293 vede k zamítnutí nulové hypotézy o neexistenci autokorelace. Dle tohoto výsledky jsou rezidua autokorelována, odhad parametrů je nestranný a konzistentní, avšak není nejlepší. Vzhledem k výskytu autokorelace reziduí byl model následně odhadnut s využitím HAC errors (robustní směrodatné chyby).

Normální rozdělení reziduí bylo prokázáno testem normality reziduí, jehož výsledkem je p-hodnota 0,677123, která přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$ , což nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl reziduí v rovnici.

**Graf 11 Test normality reziduí**



Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Normální rozdělení reziduí je graficky znázorněno v grafu č.12. Křivka zobrazeného grafu rozdělení reziduí je konkávní s relativně vyrovnanou variabilitou vyšších a nižších hodnot reziduí, nevykazuje odlehlé hodnoty.

Přesto, že byla v modelu detekována autokorelace reziduí, kvůli které byl model následně odhadnut s využitím HAC errors (robustní směrodatné chyby), lze model považovat za ekonomicky, statisticky, i ekonometricky verifikovaný a lze tedy přistoupit k jeho aplikaci. Nejprve bude provedena zkouška prognózovacích schopností použitím prognózy ex post a následně bude přistoupeno k prognóze ex ante pro následujících 6 období.

### Prognóza ex-post

Pro provedení prognózy ex post byl použit upravený datový soubor z přílohy č.7 snížený o šest pozorování. Pomocí BMNČ byl proveden odhad nového modelu, jehož výsledky jsou zobrazeny v tabule č.20.

**Tabulka 20 Odhad rovnice pro prognózu ex post**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,603233	0,465171	1,297	0,1991	
KRMt_6	0,0258783	0,0745058	0,3473	0,7294	
dCZVt_1	1,22989	0,0453632	27,11	<0,0001	***
CZVt_2	0,975567	0,0142476	68,47	<0,0001	***
dCPV	0,575263	0,0371305	15,49	<0,0001	***

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Výsledkem odhadu BMNČ je nová rovnice ve tvaru:

$$CZV_t = 0,603233 + 0,0258783KRM_{t-6} + 1,22989dCZV_{t-1} + 0,975567CZV_{t-2} + 0,575263dCPV + u_{1t} \quad (21)$$

Skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných pro následujících 6 měsíců jsou uvedeny v tabulce č.21. Tyto hodnoty byly dosazeny do nově odhadnuté rovnice, čímž byly získány teoretické hodnoty endogenní proměnné ceny zemědělských výrobců vepřového masa v živém. Jejich vyčíslení a porovnání se skutečnými hodnotami je uvedeno v tabulce č.22.

**Tabulka 21 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných**

	KRMt_6	dCZVt_1	CZVt_2	dCPV
IX.19	5,91758	0,551	33,659	1,065
X.19	5,92043	0,601	34,21	0,437
XI.19	5,88553	0,225	34,811	-0,019
XII.19	5,84934	0,2	35,036	2,158
I.20	5,85855	1,709	35,236	1,169
II.20	5,77465	0,405	36,945	-2,02

*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tabulka 22 Porovnání hodnot CZV**

	Teoretická hodnota CZV	Skutečná hodnota CZV	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
IX.19	34,8833	34,811	-0,0723	-0,208 %
X.19	35,1211	35,036	-0,0851	-0,243 %
XI.19	34,9818	35,236	0,2542	0,721 %
XII.19	36,4220	36,945	0,5230	1,416 %
I.20	37,9043	37,35	-0,5543	-1,484 %
II.20	36,1311	35,71	-0,4211	-1,179 %

*Zdroj: vlastní zpracování*

Na základě hodnot z tabulky č.22 byla vypočtena průměrná chyba odhadu 0,977 %, což lze považovat za velice uspokojivý výsledek. Model disponuje vysokou prognózovací schopností a lze být využit k provedení prognózy ex ante.

### Prognóza ex-ante

Pro provedení prognózy ex ante byly nejprve odhadnuty budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných pomocí lineárních a kvadratických funkcí v programu Gretl. Výsledky odhadů jsou uvedeny v přílohách č. 9-12. Tabulka č.23 zobrazuje výsledné odhadnuté hodnoty predeterminovaných proměnných.

**Tabulka 23 Odhad predeterminovaných proměnných**

	KRMt_6	dCZVt_1	CZVt_2	dCPV
III.20	5,210	0,552	29,538	0,638
IV.20	5,195	0,570	29,505	0,660
V.20	5,181	0,589	29,473	0,683
VI.20	5,166	0,607	29,440	0,706
VII.20	5,152	0,626	29,408	0,730
VIII.20	5,137	0,645	29,375	0,753

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady budoucích hodnot predeterminovaných proměnných byly dosazeny do původní rovnice. Výsledky bodové prognózy ex ante pro cenu zemědělských výrobců vepřového masa v živém jsou uvedeny v tabulce č. 24.

**Tabulka 24 Výsledky prognózy ex ante**

	CZV vepřového masa v živém
III.20	30,5910
IV.20	30,5931
V.20	30,5979
VI.20	30,6006
VII.20	30,6060
VIII.20	30,6099

Zdroj: vlastní zpracování

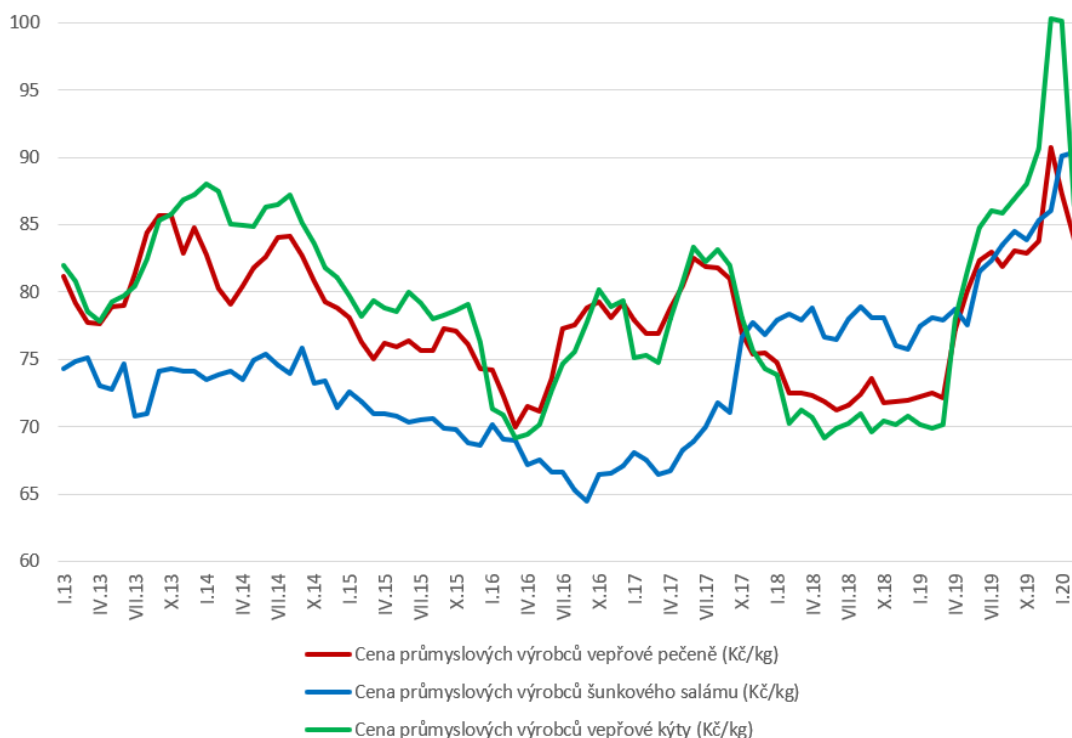
## 5.2.2 Analýza modelu 2 – Cena průmyslových výrobců JUT

### Charakteristika modelu a jeho předpoklady

Model 2 reprezentuje cenu průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat a její závislost na exogenních proměnných, mezi které patří ceny zemědělských výrobců prasat v živém a ceny průmyslových výrobců jednotlivých masných výrobků z vepřového masa. Reprezentanty těchto výrobků jsou ceny průmyslových výrobců šunkového salámu, vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně, jejichž cenové vývoje jsou znázorněny na grafu 13.

Ceny průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí mají podobný průběh a stejné výkyvy minimálních a maximálních hodnot, což může být vysvětleno společnými proměnnými, které determinují výši obou těchto CPV. Křivka šunkového salámu nevykazuje na první pohled podobu s křivkami cen vepřové kýty a pečeně, což může být vysvětleno existencí unikátních proměnných, jako například aditivity dochucovacích směsí a barviv.

**Graf 12 Cenový vývoj CPV masných výrobků**

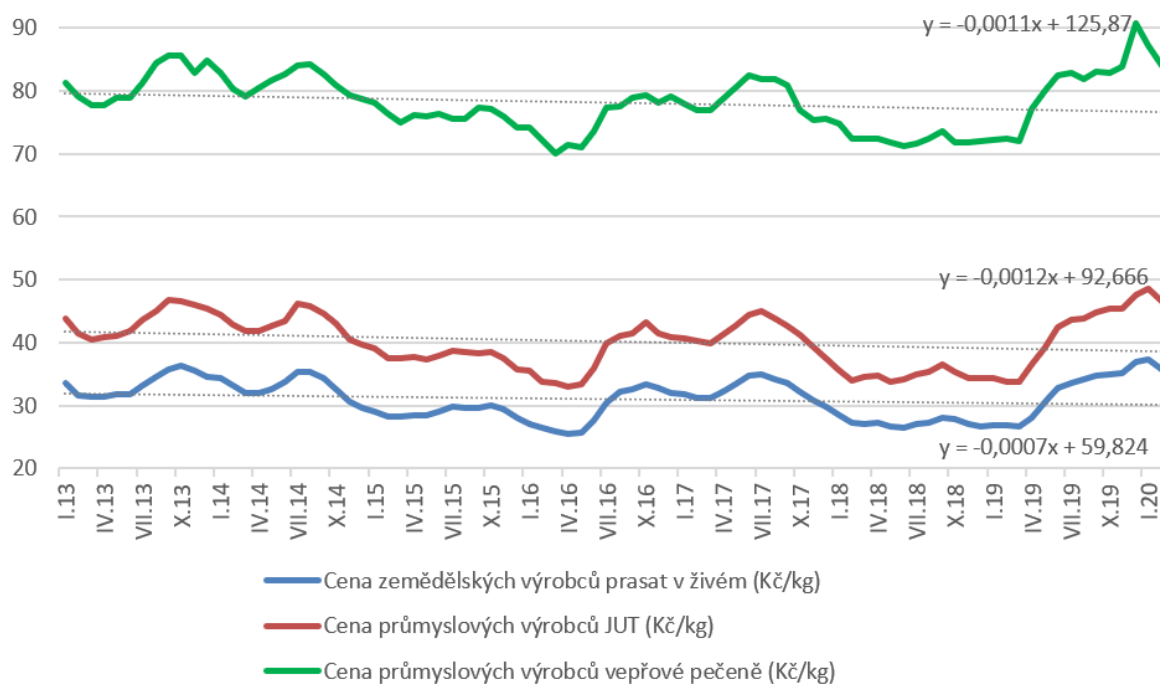


*Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ*

CPV šunkového salámu a vepřové kýty však byly vyhodnoceny jako statisticky nevýznamné, nebudou tedy v rovnici figurovat jako exogenní proměnné. To může být vysvětleno existencí různých technologických postupů, poměru masa a přidaných barviv, konzervantů a dochucovacích směsí, závislost na CPV JUT je tedy ovlivněna dalšími faktory a není tak silná. Vliv má také cenový vývoj CPV JUT v předchozích obdobích. Pro zjištění délky a počtu zpožděných proměnných byl nejprve sestaven model obsahující zpožděné proměnné pro období 6 měsíců, který byl následně pomocí t-testu redukován o nevýznamné zpožděné proměnné. Tyto determinanty budou využity v ekonometrickém modelu jako vysvětlující proměnné.

Na grafu 14 je graficky znázorněn vývoj sledovaných ukazatelů od ledna 2013 do února 2020. Z grafu je patrná značná podoba křivek cen zemědělských výrobců vepřového masa v živém a cen průmyslových výrobců JUT, což poukazuje na vzájemnou závislost a předpokládá silný vliv ceny zemědělských výrobců vepřového masa na vývoj CPV JUT. Nejvyšší cena CZV byla evidována 37,35 Kč/kg v lednu 2020, nejnižší cena 25,44 Kč/kg v dubnu roku 2016, průměrná cena za sledovaná období je 31,03 Kč/kg.

**Graf 13 Cenový vývoj CZV a CPV**



*Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ*

V lednu 2020 vystoupala cena na nejvyšší hodnotu i u CPV, a to 48,65 Kč/kg, stejně tak nejnižší hodnota 32,93 Kč/kg byla v dubnu roku 2016, průměrná cena 40,12 Kč/kg. Tyto hodnoty podporují hypotézu silné závislosti a minimálního zpoždění cenové transmise. Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně dosáhla maxima v prosinci 2019 s hodnotou 90,68 Kč/kg, minima v březnu roku 2016, kdy činila 69,99 Kč/kg a průměrná cena se za sledované období pohybovala kolem 78,12 Kč.

Součástí modelu je také konstanta a náhodná složka, u které je očekávána nulová střední hodnota, konstantní rozptyl, nulová kovariance a normální rozdělení.

Model vycházející z těchto předpokladů má následující podobu:

$$CPV_t = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}CZV_t + \gamma_{13}CZV_{t-2} + \gamma_{14}CPVPec_t + \gamma_{15}CPV_{t-1} + u_{1t} \quad (22)$$

$CPV_t$  ... Cena průmyslových výrobců jatečných prasat tř.j.SEU v JUT (Kč/kg)

$x_{1t}$  ... Jednotkový vektor

$CZV_t$  ... Cena zemědělských výrobců prasat v živém (Kč/kg)

$CZV_{t-2}$  ... Cena zemědělských výrobců prasat v živém zpožděná o 2 období (Kč/kg)

$CPVPec_t$  ... Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně (Kč/kg)

$CPV_{t-1}$  ... Cena průmyslových výrobců JUT zpožděná o jedno období (Kč/kg)



## Detekce multikolinearity a odhad rovnice pomocí BMNČ

Pro odhad parametrů modelu byla použita běžná metoda nejmenší čtverců, vycházející z podkladových dat v příloze č.7. Korelační matice však prokázala vysokou kolinearitu u následujících proměnných:

CZV<sub>t</sub> ... Cena zemědělských výrobců prasat v živém (Kč/kg)

CPV<sub>t-1</sub> ... Cena průmyslových výrobců JUT zpožděná o jedno období (Kč/kg)

Pro umožnění další práce s daty byly u proměnných CZV<sub>t</sub> a CPV<sub>t-1</sub> použité postupné diference, čímž byl základní soubor snížen o jedno pozorování. Na základě opravených dat byla vytvořena korelační matice, jejíž výsledky jsou znázorněny v tabulce č.25. Žádná z výsledných hodnot nepřesahuje 0,8, čímž je potvrzena neexistující multikolinearita ve zvoleném modelu.

**Tabulka 25 Korelační matice**

dCZV	CZV <sub>t_2</sub>	CPVPec	dCPV <sub>t_1</sub>	
1,0000	-0,3359	0,2527	0,6813	dCZV
	1,0000	0,7851	-0,0789	CZV <sub>t_2</sub>
		1,0000	0,3971	CPVPec
			1,0000	dCPV <sub>t_1</sub>

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Na základě výsledků odhadu jednorovnicového modelu v programu Gretl, které jsou uvedeny v tabulce č.26, byla sestavena následující rovnice ve strukturálním tvaru:

$$CPV_t = -9,75737 + 1,01367dCZV_t + 0,987414CZV_{t-2} + 0,245995CPVPec_t + 0,663538dCPV_{t-1} + u_{1t} \quad (23)$$

**Tabulka 26 Odhad strukturálního modelu s použitím HAC standartní chyby**

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-9,75737	2,33066	-4,187	<0,0001	***
dCZV	1,01367	0,121802	8,322	<0,0001	***
CZV <sub>t_2</sub>	0,987414	0,0839517	11,76	<0,0001	***
CPVPec	0,245995	0,0603383	4,077	0,0001	***
dCPV <sub>t_1</sub>	0,663538	0,0939335	7,064	<0,0001	***

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

## Ekonomická verifikace

Jednotlivé odhadnuté parametry vyjadřují absolutní změny ceny průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat při jednotkové změně ostatních proměnných, za podmínek ceteris paribus. Jak již bylo patrné z grafu č. 14, existuje velmi silný vztah mezi

CPV a CZV. Při navýšení ceny zemědělských výrobců vepřového masa o 1 Kč dojde k navýšení ceny průmyslových výrobců JUT o 1,01 Kč/kg ve stejném období. Navýšení se také promítne o dva měsíce později nárůstem CPV JUT o 98 haléřů. Tyto koeficienty potvrzují silnou závislost a potvrzují teorii cenové transmise, kdy dochází k přenosu cen z nižší na vyšší úroveň vertikály s minimálním zpožděním. Pokud se navýší cena průmyslových výrobců vepřové pečeně o 1 Kč/kg, stoupne i cena CPV JUT ve stejném období o 24 haléřů. I tento jev je v souladu s teorií cenové transmise, ke které z vyššího na nižší stupeň vertikály dochází v menší míře. Cena průmyslových výrobců jatečně upravených těl je také závislá na ceně v minulém měsíci, jednotkové navýšení se projeví průměrným nárůstem CPV v dalším období o 66 haléřů. Směry působení všech odhadnutých proměnných jsou v souladu s ekonomickou teorií a rovnice tak lze považovat za ekonomicky verifikovanou.

### Statistická verifikace

Všechny exogenní proměnné včetně konstanty byly vyhodnoceny jako statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  (\*\*\*). Koeficient determinace 0,982924 vyjadřuje, že změny cen průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat jsou z 98,29 % vysvětleny změnami použitých proměnných. Výsledky F-testu potvrzují, že rovnice je jako celek statisticky významná a lze ji tak považovat za statisticky verifikovanou. Výsledky statistické verifikace jsou uvedeny v tabulce č.27.

**Tabulka 27 Výsledky statistické verifikace modelu 2**

Střední hodnota závisle proměnné	40,04652	Sm. odchylka závisle proměnné	4,259878
Součet čtverců reziduí	25,09913	Sm. chyba regrese	0,570931
Koeficient determinace	0,982924	Adjustovaný koeficient determinace	0,982037
F(4, 77)	1097,282	P-hodnota(F)	4,97e-67

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

### Ekonometrická verifikace

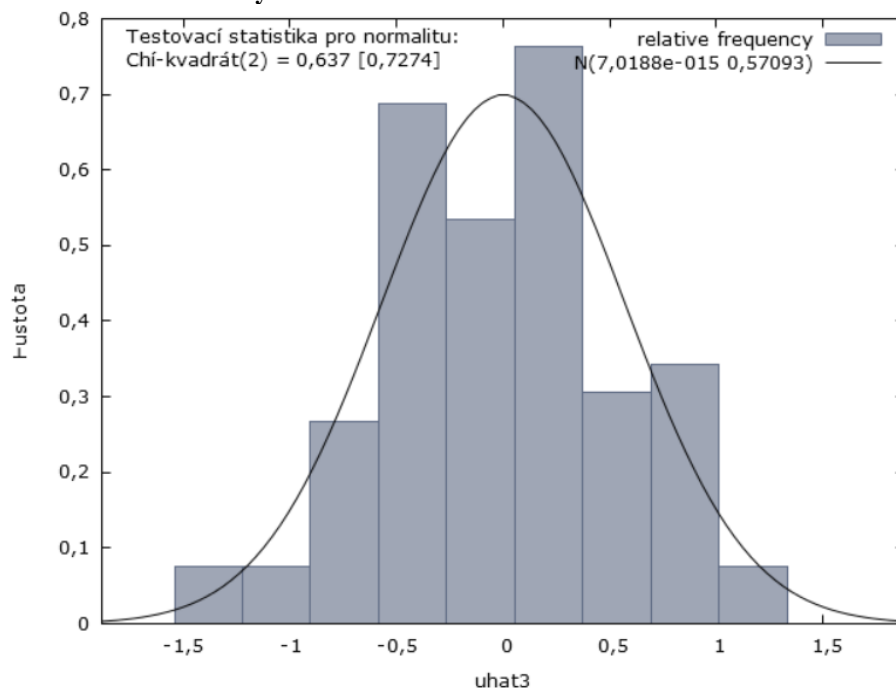
Výstupy z programu Gretl, na jejichž základě byla provedena ekonometrická verifikace, jsou uvedeny v příloze č.13. Pro test heteroskedasticity byl vybrán Whiteův test, jehož výsledná p-hodnota 0,0363914 nepřesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$ , vede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje výskyt heteroskedasticity v modelu. Odhad parametrů je tak nestranný a konzistentní, avšak není nejlepší a odhad reziduálního rozptylu

není nestranný. Důvodem vzniku heteroskedasticity v modelu mohou být strukturální ceny v ekonomice, například vstup do Evropské unie. Vzhledem k výskytu heteroskedasticity v modelu byl model následně odhadnut s využitím HAC errors (robustní směrodatné chyby).

Pro test autokorelace do 12. řádu byl zvolen Breusch-Godfreyův test, jehož p-hodnota 0,142106 nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak absenci autokorelace reziduí v modelu. Odhad parametrů je nestranný, konzistentní a nejlepší.

Normální rozdělení reziduí bylo prokázáno testem normality reziduí, jehož výsledkem je p-hodnota 0,636589, přesahující zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$ . Tento výsledek nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl reziduí v rovnici. Normální rozdělení reziduí je graficky znázorněno na grafu č.15. Křivka zobrazeného grafu rozdělení reziduí je konkávní, z grafu je patrný mírně častější výskyt vyšších hodnot reziduí než těch nižších, křivka je však stále symetrická. Není patrný výskyt odlehlých hodnot.

**Graf 14 Test normality reziduí**



*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

Přesto, že byla v modelu detekována heteroskedasticita, kvůli které byl model následně odhadnut s využitím HAC, lze model považovat za ekonomicky, statisticky, i ekonometricky verifikovaný a lze tedy přistoupit k jeho aplikaci. Nejprve bude provedena zkouška prognózovacích schopností použitím prognózy ex post a následně bude přistoupeno k prognóze ex ante pro následujících 6 období.

### Prognóza ex-post

Pro provedení prognózy ex post byl použit upravený datový soubor z přílohy č.7 snížený o šest pozorování. Pomocí BMNČ byl proveden odhad nového modelu, jehož výsledkem je následující rovnice:

$$CPV_t = -11,8419 + 1,03517dCZV_t + 0,943668CZV_{t-2} + 0,290329CPVPec_t + 0,577454dCPV_{t-1} + u_{1t} \quad (24)$$

**Tabulka 28** Odhad rovnice pro prognózu ex post

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-11,8419	2,06953	-5,722	<0,0001	***
dCZV	1,03517	0,117809	8,787	<0,0001	***
CZV <sub>t-2</sub>	0,943668	0,0855563	11,03	<0,0001	***
CPVPec	0,290329	0,0581815	4,990	<0,0001	***
dCPV <sub>t-1</sub>	0,577454	0,0813264	7,100	<0,0001	***

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

Skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných pro následujících 6 měsíců jsou uvedeny v tabulce č.29. Tyto hodnoty byly dosazeny do nově odhadnuté rovnice, čímž byly získány teoretické hodnoty endogenní proměnné ceny průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat. Jejich vyčíslení a porovnání se skutečnými hodnotami je uvedeno v tabulce č.30.

**Tabulka 29** skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných

	dCZV	CZV <sub>t-2</sub>	CPVPec	dCPV <sub>t-1</sub>
IX.19	0,601	33,659	83,08	0,108
X.19	0,225	34,21	82,84	1,065
XI.19	0,2	34,811	83,76	0,437
XII.19	1,709	35,036	90,68	-0,019
I.20	0,405	35,236	87,27	2,158
II.20	-1,64	36,945	84	1,169

*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tabulka 30** Porovnání hodnot CZV

	Teoretická hodnota CPV	Skutečná hodnota CPV	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
IX.19	44,7262	44,905	0,1788	0,398 %
X.19	45,3399	45,342	0,0021	0,005 %
XI.19	45,7856	45,323	-0,4626	-1,021 %
XII.19	49,3058	47,481	-1,8248	-3,843 %
I.20	48,4117	48,65	0,2383	0,490 %
II.20	46,3871	46,63	0,2429	0,521 %

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhad CPV JUT byl v prosinci 2019 o 1 korunu a 82 haléřů vyšší než reálná hodnota, procentuální odchylka dosahovala 3,843 %. Průměrná chyba odhadu však byla pouze 0,575 %, což lze považovat za uspokojivý výsledek. Model tedy disponuje vysokou prognózovací schopností a lze být využit k provedení prognózy ex ante.

### Prognóza ex-ante

Pro provedení prognózy ex ante byly nejprve odhadnuty budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných pomocí lineárních a kvadratických funkcí. Výsledky odhadů jsou uvedeny v přílohách č. 14-17. Tabulka č.31 zobrazuje odhadnuté hodnoty predeterminovaných proměnných v programu Gretl.

**Tabulka 31 Odhad predeterminovaných proměnných**

	dCZV	CZVt_2	CPVPec	dCPVt_1
III.20	0,390	29,582	76,590	0,716
IV.20	0,402	29,551	76,550	0,739
V.20	0,415	29,520	76,510	0,761
VI.20	0,427	29,489	76,480	0,784
VII.20	0,440	29,458	76,440	0,807
VIII.20	0,453	29,427	76,410	0,831

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhady budoucích hodnot predeterminovaných proměnných byly dosazeny do původní rovnice. Výsledky bodové prognózy ex ante pro cenu průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat jsou uvedeny v tabulce č. 32.

**Tabulka 32 Výsledky prognózy ex ante**

	CPV JUT
III.20	39,1635
IV.20	39,1505
V.20	39,1378
VI.20	39,1272
VII.20	39,1152
VIII.20	39,1063

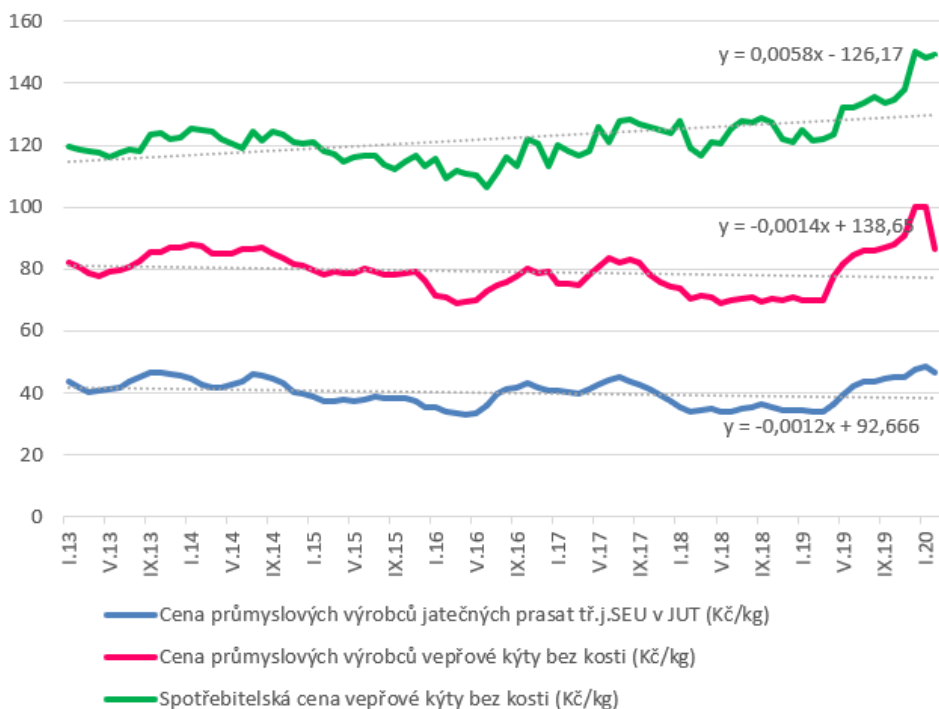
*Zdroj: vlastní zpracování*

### 5.2.3 Analýza modelu 3 – Cena průmyslových výrobců vepřové kýty

#### Charakteristika modelu a jeho předpoklady

Model 3 byl zvolen pro analýzu vztahů mezi třetím a čtvrtým stupněm výrobní vertikály. Jako endogenní proměnná je zvolena cena průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti. Dle ekonomické teorie mají na tuto cenu vliv determinanty, mezi které patří cena průmyslových výrobců jatečných prasat třídy SEU v JUT, cena průmyslových výrobců vepřové pečeně a spotřebitelská cena vepřové kýty bez kosti. Pro zjištění délky a počtu zpožděných proměnných byl nejprve sestaven model obsahující zpožděné proměnné pro období 6 měsíců, který byl následně pomocí t-testu redukován o nevýznamné zpožděné proměnné. Tyto determinanty budou využity v ekonometrickém modelu jako vysvětlující proměnné.

Graf 15 Cenový vývoj CPV a SC



Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Na grafu č.16 je znázorněn vývoj cen průmyslových výrobců JUT a vývoj SC a CPV vepřové kýty od ledna 2013 do února 2020. Z rovnic trendů spotřebitelských cen a cen výrobců vepřové kýty je patrné tzv ekonomických nůžek“, při kterém cena na vyšší úrovni vertikály roste rychlejším tempem než cena na nejnižším stupni vertikály. Směrnice křivky odhadnuté lineární rovnice trendu CPV má hodnotu -0,0014 a mírně klesá. Nejnižší hodnoty dosahovala cena průmyslových výrobců vepřové kýty 69,16 Kč/kg v květnu 2018 a nejvyšší

v prosinci 2019 – 100,32 Kč/kg. Průměrná CPV vepřové kýty ve sledovaném období činila 79,19 Kč za kilogram. Oproti tomu křivka spotřebitelské ceny vepřové kýty vykazuje mírný nárůst, což pokazuje na existenci asymetrické cenové transmise směrem k nižším stupňům vertikály. Nejnižší spotřebitelská cena vepřové kýty byla naměřena v červnu roku 2016 – 106,50 Kč/kg, nejvyšší cena 150 Kč/kg v prosinci 2019, stejně jako u CPV vepřové kýty, v tomto případě tedy došlo k okamžitému promítnutí navýšení ceny na nižší úrovni vertikály, což potvrzuje ekonomickou teorii o symetrické cenové transmisi. Průměrně zaplatili spotřebitelé ve sledovaném období 122,95 Kč za kilogram vepřové kýty.

Z grafu je také patrná značná podoba křivek cen průmyslových výrobců JUT a vepřové kýty, což poukazuje na vzájemnou závislost a předpokládá silný vliv ceny jatečně upravených těl prasat na vývoj CPV vepřové kýty.

Součástí modelu je také konstanta a náhodná složka, u které je očekávána nulová střední hodnota, konstantní rozptyl, nulová kovariance a normální rozdělení.

Model vycházející z těchto předpokladů má následující podobu:

$$CPV_t = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}CPV_{t-1} + \gamma_{13}CPV_{t-3} + \gamma_{14}JUT_{t-1} + \gamma_{15}CPV\_Pec + \gamma_{16}SC_{t-1} + u_{1t} \quad (25)$$

CPV	...	Cena průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)
$x_{1t}$	...	Jednotkový vektor
$CPV_{t-1}$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové kýty zpožděná o 1 období (Kč/kg)
$CPV_{t-3}$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové kýty zpožděná o 3 období (Kč/kg)
$JUT_{t-1}$	...	Cena průmyslových výrobců jatečných prasat JUT zpožděná o 1 měsíc (Kč/kg)
$CPV\_Pec$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně (Kč/kg)
$SC_{t-1}$	...	Spotřebitelská cena vepřové kýty v předchozím období

### Detekce multikolinearity a odhad rovnice pomocí BMNČ

Pro odhad parametrů modelu byla použita běžná metoda nejmenší čtverců, vycházející z podkladových dat v příloze č.7. Korelační matice však prokázala vysokou kolinearitu u následujících proměnných:

$CPV_{t-1}$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové kýty zpožděná o 1 období (Kč/kg)
$CPV\_Pec$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně (Kč/kg)

Aby bylo možné s daty dále disponovat, byly u obou proměnných použité postupné diference, kterými byly nahrazeny původní proměnné. Na základě opravených dat byla vytvořena korelační matice, jejíž hodnoty jsou vyčísleny v tabulce 33 a prokazují neexistenci multikolinearity ve zvoleném modelu.

**Tabulka 33 Korelační matice**

dCPV <sub>t-1</sub>	CPV <sub>t-3</sub>	JUT <sub>t-1</sub>	dCPV_Pec	SC <sub>t-1</sub>	
1,0000	-0,1028	0,2661	0,2321	0,2825	dCPV <sub>t-1</sub>
	1,0000	0,7757	-0,2884	0,3832	CPV <sub>t-3</sub>
		1,0000	-0,1328	0,4827	JUT <sub>t-1</sub>
			1,0000	-0,1600	dCPV_Pec
				1,0000	SC <sub>t-1</sub>

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Na základě výsledků odhadu jednorovnicového modelu v programu Gretl, které jsou uvedeny v tabulce č.34, byla sestavena následující rovnice ve strukturálním tvaru:

$$CPV_t = -3,1009 + 1,04836dCPV_{t-1} + 0,61486CPV_{t-3} + 0,571JUT_{t-1} + 0,933267dCPV_{Pec} + 0,0884608SC_{t-1} + u_{1t} \quad (26)$$

**Tabulka 34 Odhad strukturálního modelu**

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-3,10090	4,14147	-0,7487	0,4563	
dCPV <sub>t-1</sub>	1,04836	0,123421	8,494	<0,0001	***
CPV <sub>t-3</sub>	0,614860	0,0679575	9,048	<0,0001	***
JUT <sub>t-1</sub>	0,571000	0,0987077	5,785	<0,0001	***
dCPV_Pec	0,933267	0,128755	7,248	<0,0001	***
SC <sub>t-1</sub>	0,0884608	0,0330561	2,676	0,0091	***

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

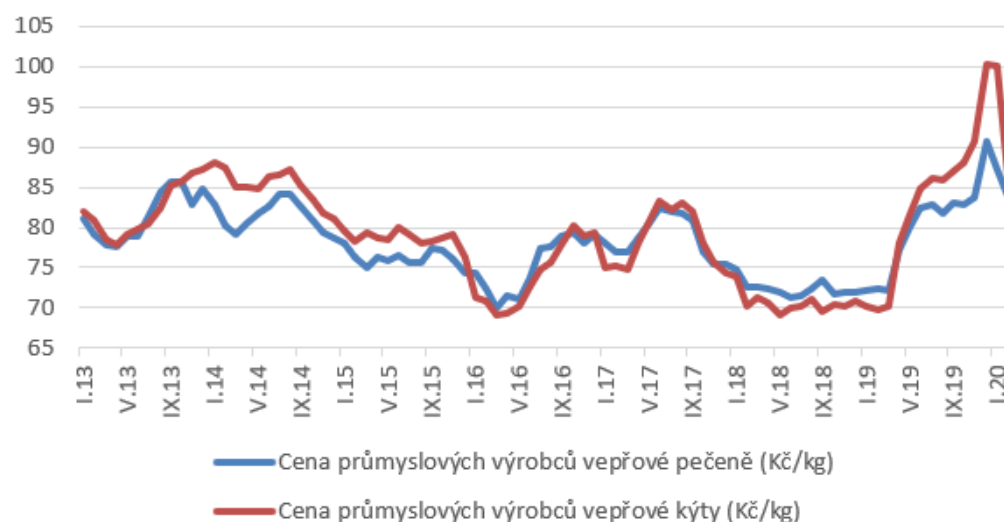
### Ekonomická verifikace

Jednotlivé odhadnuté parametry vyjadřují absolutní změny ceny průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti při jednotkové změně ostatních proměnných, za podmínek ceteris paribus. Zvýšení CPV o 1 Kč vyvolá následující měsíc zvýšení o 1 korunu a 4 haléře a také se projeví zvýšením téže ceny o tři měsíce později o 61 haléřů. Tyto parametry potvrzují grafický nárůst křivky z grafu č.16, který je znatelný především od začátku roku 2019. Jedná se o přirozenou snahu o maximalizaci zisku průmyslových výrobců a také reakci na zvyšování cen na nižších stupních vertikály. Zvýšení ceny průmyslových výrobců jatečně opracovaných trupů v předchozím období o jednu Kč/kg vyvolá za jinak neměnných podmínek zvýšení ceny CPV o 57 haléřů. Jednotková změna ceny průmyslových výrobců vepřové pečeně vyvolá



změnu CPV vepřové kýty o 93 haléřů. CPV pečeně je ovlivňována stejnými determinanty jako endogenní proměnná CPV vepřové kýty, parametr 0,933267 tedy potvrzuje silnou, pravděpodobně simultánní, závislost. Ta je graficky znázorněna na grafu 17. Zvýšení spotřebitelské ceny vepřové kýty o 1 Kč/kg za podmínek ceteris paribus způsobí navýšení CPV vepřové kýty v následujícím období o necelých 9 haléřů. Tento jev potvrzuje ekonomickou teorii o zpožděné cenové transmisi směrem k vyšším stupňům vertikály.

**Graf 16 Vývoj CPV vepřové kýty a vepřové pečeně**



Zdroj: vlastní zpracování

### Statistická verifikace

Všechny exogenní proměnné kromě konstanty byly vyhodnoceny jako statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  (\*\*\*). Koeficient determinace 0,924713 vyjadřuje, že změny CPV jsou z 92,47 % vysvětleny změnami použitých proměnných. Výsledky F-testu potvrzují, že rovnice je jako celek statisticky významná a lze ji tak považovat za statisticky verifikovanou.

**Tabulka 35 Výsledky statistické verifikace modelu 3**

Střední hodnota závisle proměnné	79,14892	Sm. odchylka závisle proměnné	6,832060
Součet čtverců reziduí	288,1611	Sm. chyba regrese	1,934516
Koeficient determinace	0,924713	Adjustovaný koeficient determinace	0,919825
F(5, 77)	189,1515	P-hodnota(F)	9,54e-42

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

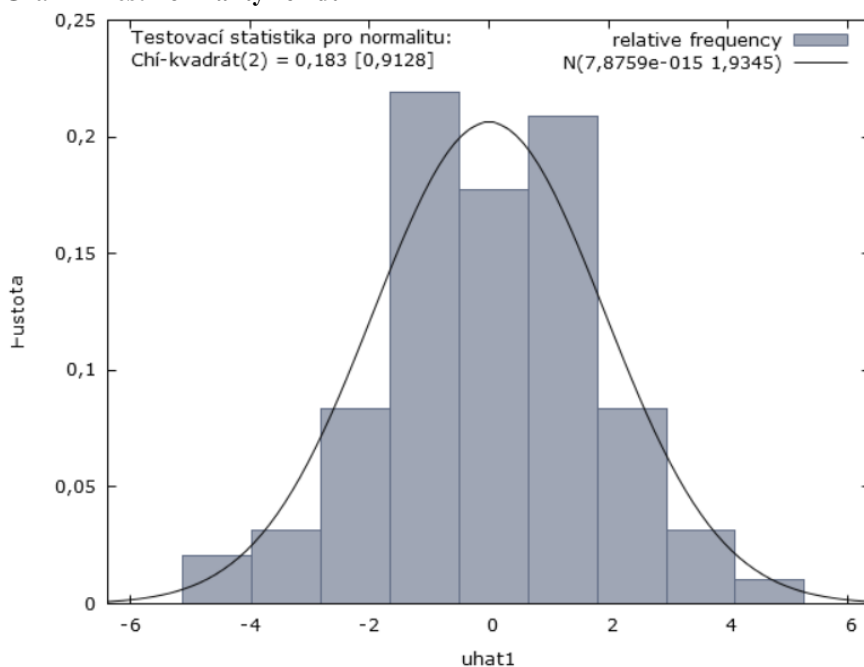
## Ekonometrická verifikace

Výstupy z programu Gretl, na jejichž základě byla provedena ekonometrická verifikace, jsou uvedeny v příloze č.18. Pro test heteroskedasticity byl vybrán Whiteův test, jehož výsledná p-hodnota 0,213276 je vyšší než hladina významnosti  $\alpha=0,05$  a vede k nezamítnutí nulové hypotézy o výskytu homoskedasticity. V modelu se tedy heteroskedasticita nevyskytuje a získané odhady tak mají konstantní rozptyl, výsledky jsou nejlepší, nestranné a konzistentní.

Pro test autokorelace do 12. řádu byl zvolen Breusch-Godfreyův test, jehož p-hodnota 0,0545785 těsně převyšuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a potvrzuje tak absenci autokorelace v modelu. Odhad parametrů je nestranný, konzistentní a nejlepší.

Výsledek testu normality reziduí s p-hodnotou 0,18254 nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl reziduí v rovnici. Normální rozdělení reziduí je graficky znázorněno na grafu 18. Křivka zobrazeného grafu rozdělení reziduí je konkávní s relativně vyrovnanou variabilitou vyšších a nižších hodnot reziduí a nevykazuje výskyt odlehlých hodnot.

Graf 17 Test normality reziduí



Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

V předchozích kapitolách byl zvolený model verifikován z hlediska ekonomického, statistického i ekonometrického a lze tedy přistoupit k jeho aplikaci. Nejprve bude provedena zkouška prognózovacích schopností použitím prognózy ex post a následně bude přistoupeno k prognóze ex ante pro následujících 6 období.

### Prognóza ex-post

Pro provedení prognózy ex post byl použit upravený základní datový soubor z přílohy č.7, snížený o šest pozorování. Pomocí BMNČ byl proveden odhad nového modelu, jehož výsledkem je následující rovnice:

$$CPV_t = 0,308526 + 0,932377dCPV_{t-1} + 0,555527CPV_{t-3} + 0,639418JUT_{t-1} + 0,792939dCPV_{Pec} + 0,070587SC_{t-1} + u_{1t} \quad (27)$$

**Tabulka 36 Odhad rovnice pro prognózu ex post**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,308526	5,86373	0,05262	0,9582	
dCPV <sub>t_1</sub>	0,932377	0,147583	6,318	<0,0001	***
CPV <sub>t_3</sub>	0,555527	0,0734645	7,562	<0,0001	***
JUT <sub>t_1</sub>	0,639418	0,103000	6,208	<0,0001	***
dCPV <sub>Pec</sub>	0,792939	0,157860	5,023	<0,0001	***
SC <sub>t_1</sub>	0,0760587	0,0417021	1,824	0,0724	*

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

Skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných pro následujících 6 období jsou uvedeny v tabulce č.37. Tyto hodnoty byly dosazeny do nově odhadnuté rovnice, čímž byly získány teoretické hodnoty endogenní proměnné CPV veřvové kýty. Jejich vyčíslení a porovnání se skutečnými hodnotami je uvedeno v tabulce č.38.

**Tabulka 37 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných**

	dCPV <sub>t_1</sub>	CPV <sub>t_3</sub>	JUT <sub>t_1</sub>	dCPV <sub>Pec</sub>	SC <sub>t_1</sub>
IX.19	-0,18	84,77	43,84	1,23	135,63
X.19	1,04	86,04	44,905	-0,24	133,46
XI.19	1,1	85,86	45,342	0,92	134,66
XII.19	2,62	86,9	45,323	6,92	137,98
I.20	9,7	88	47,481	-3,41	150
II.20	-0,17	90,62	48,65	-3,27	148,48

*Zdroj: vlastní zpracování*

**Tabulka 38 Porovnání hodnot CPV**

	Teoretická hodnota CPV	Skutečná hodnota CPV	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
IX.19	86,5304	86,9	0,3696	0,43 %
X.19	87,7241	88	0,2759	0,31 %
XI.19	88,9703	90,62	1,6497	1,82 %
XII.19	95,9627	100,32	4,3573	4,34 %
I.20	97,2757	100,15	2,8743	2,87 %
II.20	90,2718	86,49	-3,7818	-4,37 %

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhad byl v prosinci 2019 vyšší o 4,35 Kč než reálná hodnota, procentuální odchylka dosahovala 4,343 %. Průměrná chyba odhadu však byla pouze 0,90 %, což lze považovat za uspokojivý výsledek. Model tedy disponuje vysokou prognózovací schopností a lze být využit k provedení prognózy ex ante.

### Prognóza ex-ante

Pro provedení prognózy ex ante byly nejprve odhadnuty budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných pomocí lineárních a kvadratických funkcí. Výsledky odhadů jsou uvedeny v příloze č.19-23. Tabulka č.39 zobrazuje odhadnuté hodnoty predeterminovaných proměnných.

**Tabulka 39 Odhad predeterminovaných proměnných**

	dCPVt_1	CPVt_3	JUt_1	dCPV_Pec	SCt_1
III.20	1,66	74,75	38,18	0,48	133,20
IV.20	1,71	74,66	38,13	0,49	133,61
V.20	1,76	74,57	38,09	0,51	134,02
VI.20	1,82	74,48	38,05	0,52	134,44
VII.20	1,87	74,39	38,00	0,53	134,86
VIII.20	1,92	74,29	37,96	0,55	135,29

*Zdroj: vlastní zpracování*

Výsledky bodové prognózy ex ante pro cenu průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti jsou vyčísleny v tabulce č. 40. Vzhledem k prudkému růstu CPV v posledních měsících se dá předpokládat, že tyto ceny budou v měsících březen až srpen 2020 dosahovat vyšších hodnot než v tabulce č.40.

**Tabulka 40 Výsledky prognózy ex ante**

	CPV vepřové kýty
III.20	78,630
IV.20	78,648
V.20	78,675
VI.20	78,705
VII.20	78,724
VIII.20	78,747

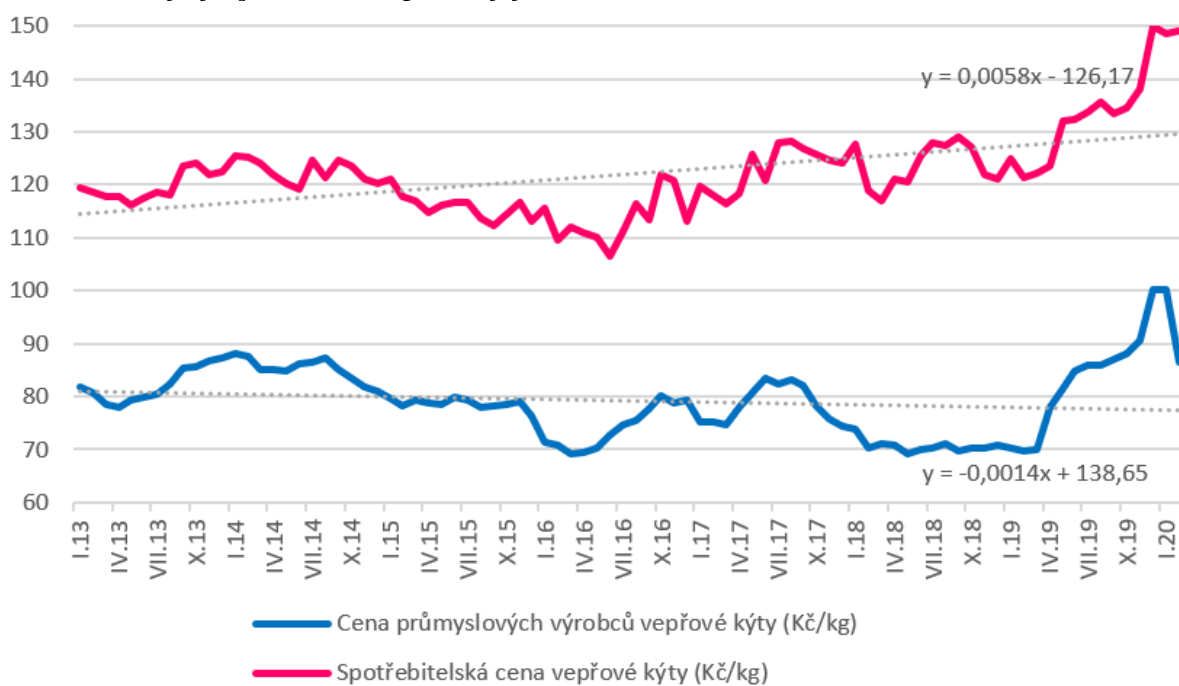
*Zdroj: vlastní zpracování*

## 5.2.4 Analýza modelu 4 – Spotřebitelská cena

### Charakteristika modelu a jeho předpoklady

Model 4 byl zvolen pro analýzu nejvyššího stupně výrobní vertikály, tedy spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti v závislosti na nižších stupních vertikály. Mezi determinanty ovlivňující spotřebitelskou cenu patří cena průmyslových výrobců vepřové kýty a jejich blízkých substitutů a spotřebitelské ceny vepřové kýty v předchozích obdobích. Pro zjištění délky a počtu zpožděných proměnných byl nejprve sestaven model obsahující zpožděné proměnné pro období 6 měsíců, který byl následně pomocí t-testu redukován o nevýznamné zpožděné proměnné. Tyto determinanty budou využity v ekonometrickém modelu jako vysvětlující proměnné.

Graf 18 Cenový vývoj CPV a SC vepřové kýty

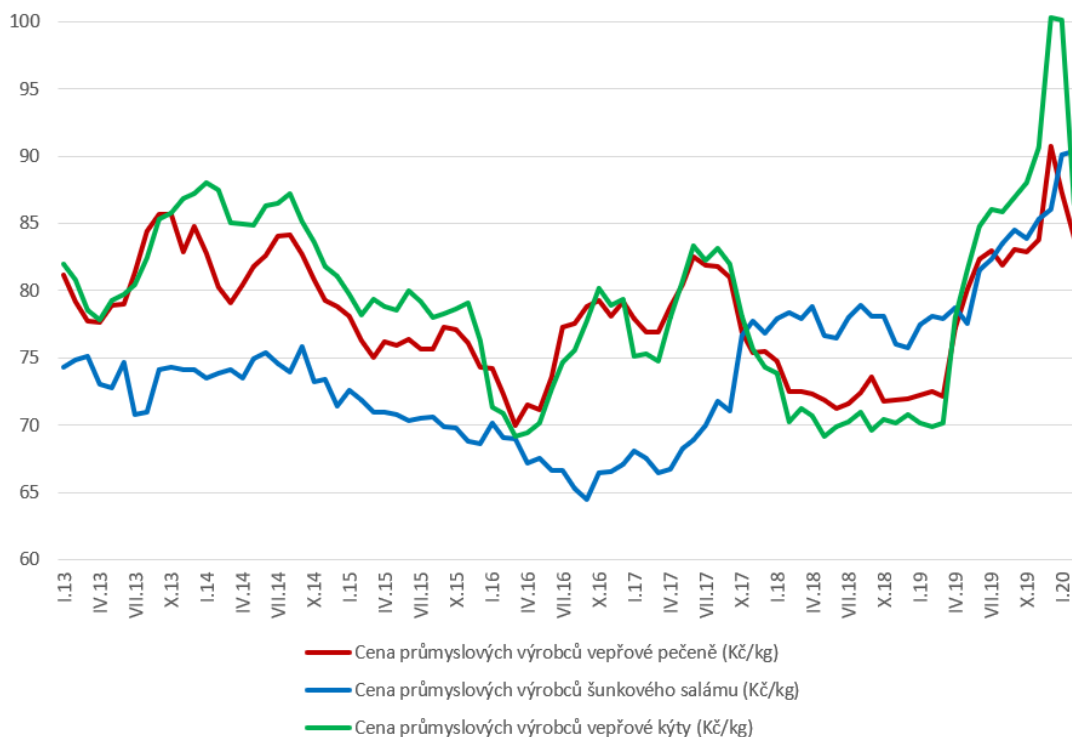


Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Na grafu č.19 je znázorněn vývoj cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen vepřové kýty od ledna 2013 do února 2020. Z rovnic trendů obou cen je patrné tzv. „rozevírání ekonomických nůžek“, při kterém cena na vyšší úrovni vertikály roste rychlejším tempem než cena na nejnižším stupni vertikály. Směrnice křivky odhadnuté lineární rovnice trendu CPV má hodnotu -0,0014 a mírně klesá. Nejnižší hodnoty dosahovala cena průmyslových výrobců vepřové kýty 69,16 Kč/kg v květnu 2018 a nejvyšší v prosinci 2019 s cenou 100,32 Kč/kg. Průměrná CPV vepřové kýty ve sledovaném období činila 79,19 Kč

za kilogram. Oproti tomu křivka spotřebitelské ceny vepřové kýty vykazuje mírný nárůst, což pokazuje na existenci asymetrické cenové transmise směrem k nižším stupňům vertikály. Nejnižší spotřebitelská cena vepřové kýty byla naměřena v červnu roku 2016 – 106,50 Kč/kg, nejvyšší cena 150 Kč/kg v prosinci 2019, stejně jako u CPV vepřové kýty, v tomto případě tedy došlo k okamžitému promítnutí navýšení ceny na nižší úrovni vertikály, což je v souladu s ekonomickou teorií. Průměrná prodejní cena vepřové kýty byla za sledované období 122,95 Kč/kg. Mezi determinanty ovlivňující spotřebitelskou cenu patří také ceny průmyslových výrobců blízkých substitutů vepřové kýty, mezi které patří vepřová pečeně a šunkový salám, jejichž vývoj je graficky znázorněn na grafu 20. Ty byly pro model zvoleny jako exogenní proměnné, protože jsou ovlivněny podobnými vstupy a měly by tak přispět k vyššímu stupni determinace zvoleného modelu.

**Graf 19 Cenový vývoj CPV masných výrobků**



Zdroj: vlastní zpracování dle dat z ČSÚ

Ceny průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti a vepřové pečeně s kostí mají podobný průběh a stejné výkyvy minimálních a maximálních hodnot, což může být vysvětleno společnými proměnnými, které determinují výši obou těchto CPV. Křivka šunkového salámu nevykazuje na první pohled podobu s křivkami cen vepřové kýty a pečeně, což může být vysvětleno existencí unikátních proměnných, jako například aditivity dochucovacích směsí a barviv.

Součástí modelu je také konstanta a náhodná složka, u které je očekávána nulová střední hodnota, konstantní rozptyl, nulová kovariance a normální rozdělení.

Model vycházející z těchto předpokladů má následující podobu:

$$SC_t = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}CPV_t + \gamma_{13}SC_{t-1} + \gamma_{14}SC_{t-2} + \gamma_{15}CPV\_sunka + \gamma_{16}CPV\_pecene + u_{1t} \quad (28)$$

$SC_t$	...	Spotřebitelská cena vepřové kýty (Kč/kg)
$x_{1t}$	...	Jednotkový vektor
$CPV_t$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)
$SC_{t-1}$	...	Spotřebitelská cena vepřové kýty zpožděná o jedno období (Kč/kg)
$SC_{t-2}$	...	Spotřebitelská cena vepřové kýty zpožděná o dvě období (Kč/kg)
$CPV\_sunka$	...	Cena průmyslových výrobců šunkového salámu (Kč/kg)
$CPV\_pecene$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně (Kč/kg)

#### Detekce multikolinearity a odhad rovnice pomocí BMNČ

Pro odhad parametrů modelu byla použita běžná metoda nejmenší čtverců, vycházející z podkladových dat v příloze č.7. Korelační matice však prokázala vysokou kolinearitu u následujících proměnných:

$SC_{t-1}$	...	Spotřebitelská cena vepřové kýty zpožděná o jedno období (Kč/kg)
$CPV\_sunka$	...	Cena průmyslových výrobců šunkového salámu (Kč/kg)
$CPV\_pecene$	...	Cena průmyslových výrobců vepřové pečeně (Kč/kg)

Aby bylo možné s daty dále disponovat, byly u těchto proměnných použité postupné diference, kterými byly nahrazeny původní proměnné. Tímto krokem byl základní soubor snížen o jedno pozorování. Na základě opravených dat byla vytvořena nová korelační matice, jejíž hodnoty jsou vyčísleny v tabulce č.41. Uvedené hodnoty, nepřesahující 0,8, potvrzují neexistenci multikolinearity ve zvoleném modelu.

**Tabulka 41 Korelační matice**

CPV	dSCt_1	SCt_2	dCPV_sunka	dCPV_pecene	
1,0000	0,2851	0,4587	0,2713	0,1010	CPV
	1,0000	-0,0759	0,1367	0,0175	dSCt_1
		1,0000	0,3075	-0,1573	SCt_2
			1,0000	-0,0948	dCPV_sunka
				1,0000	dCPV_pecene

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Na základě výsledků odhadu jednorovnicového modelu v programu Gretl, které jsou uvedeny v tabulce č.42, byla sestavena následující rovnice ve strukturálním tvaru:

$$SC_t = -2,43127 + 0,147326CPV_t + 0,664776SC_{t-1} + 0,927634SC_{t-2} + 0,594155CPV\_sunka + 0,586264CPV\_pecene + u_{1t} \quad (29)$$

**Tabulka 42 Odhad strukturálního modelu**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-2,43127	7,05853	-0,3444	0,7316	
CPV	0,147326	0,0691324	2,131	0,0367	**
dSCt_1	0,664776	0,114126	5,825	<0,0001	***
SCt_2	0,927634	0,0647314	14,33	<0,0001	***
dCPV_sunka	0,594155	0,307621	1,931	0,0576	*
dCPV_pecene	0,586264	0,225700	2,598	0,0115	**

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

### **Ekonomická verifikace**

Jednotlivé odhadnuté parametry vyjadřují absolutní změny spotřebitelské ceny vepřové kýty při jednotkové změně ostatních proměnných, za podmínek *ceteris paribus*. Zvýšení CPV vepřové kýty o 1 Kč vyvolá zvýšení spotřebitelské o 14 haléřů/kg. Dle teorie cenové transmise by mělo dojít k většímu nárůstu spotřebitelské ceny, protože navýšení cen na nižších úrovních se zpravidla promítají do cen na vyšší úrovni s minimální zpožděním. Zde je pravděpodobně vyšší vliv CPV v předchozích obdobích a také spotřebitelské ceny v předchozích obdobích. Směr působení je ovšem v pořádku a potvrzuje ekonomickou teorii cenové transmise.

Jednotkové navýšení cen průmyslových výrobců substitutů se do spotřebitelské ceny vepřové kýty promítne výrazněji – u šunkového salámu se navýší cena kýty o průměrně 59 haléřů, u vepřové pečeně průměrně o 58 haléřů, za podmínek *ceteris paribus*. Tyto parametry potvrzují předpoklad, že ceny průmyslových výrobců masných výrobků jsou ovlivněny podobnými vstupy a volba CPV šunkového salámu a vepřové pečeně za exogenní proměnné se tak potvrzuje jako vhodná.

Velký vliv mají změny spotřebitelských cen v předchozích obdobích, její zvýšení o 1 Kč vyvolá následující měsíc zvýšení o 66 haléřů a další měsíc o 92 haléřů. Tyto hodnoty potvrzují grafický nárůst křivky z grafu 19, který je znatelný především od začátku roku 2019. Jedná se o přirozenou snahu o maximalizaci zisku a reakci na zvyšování cen na nižších stupních vertikály.



## Statistická verifikace

Jako statisticky významné exogenní proměnné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  (\*\*\*) byly vyhodnoceny spotřebitelské ceny zpožděné o jedno a dvě období. Na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  (\*\*) jsou statisticky významné proměnné CPV vepřové pečeně a CPV vepřové kýty, vepřová šunka je statisticky významná pouze na hladině významnosti  $\alpha=0,1$  (\*). Konstanta nebyla vyhodnocena jako statisticky významná. Koeficient determinace 0,859628 vyjadřuje, že změny SC jsou z 85,96 % vysvětleny změnami použitých proměnných. Vyššího koeficientu determinace by pravděpodobně bylo dosaženo použitím dalších exogenních proměnných, jako například spotřebitelských cen hovězího a kuřecího masa, výsledek 85,96 % je však pro další kroky verifikace dostačující. Výsledky F-testu potvrzují, že rovnice je jako celek statisticky významná a lze ji tak považovat za statisticky verifikovanou.

**Tabulka 43 Výsledky statistické verifikace modelu 1**

Střední hodnota závisle proměnné	122,4922	Sm. odchylka závisle proměnné	8,594100
Součet čtverců reziduí	756,8375	Sm. chyba regrese	3,336160
Koeficient determinace	0,859628	Adjustovaný koeficient determinace	0,849307
F(5, 68)	83,28576	P-hodnota(F)	1,29e-27

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

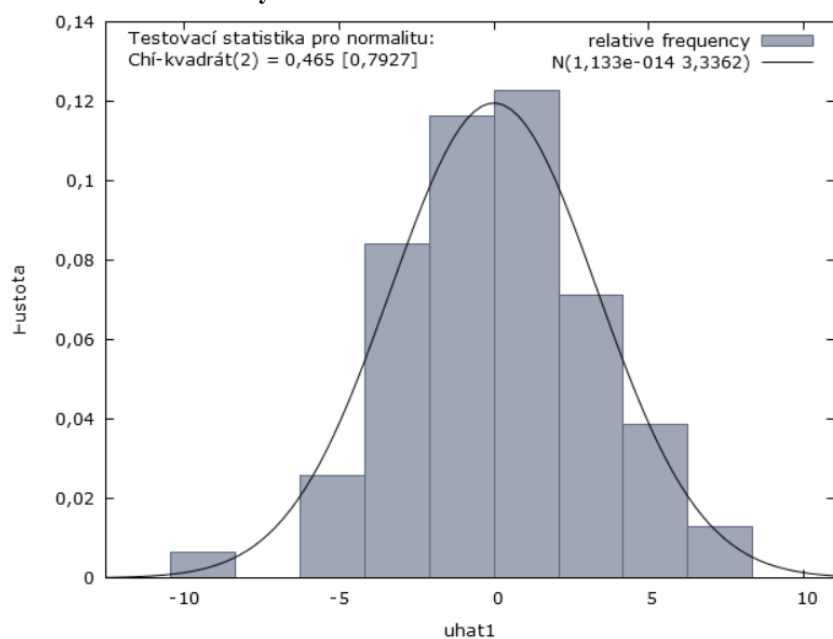
## Ekonometrická verifikace

Výstupy z programu Gretl, na jejichž základě byla provedena ekonometrická verifikace, jsou uvedeny v příloze č.24. Pro test heteroskedasticity byl vybrán Whiteův test, jehož výsledná p-hodnota 0,832757 přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a vede tak k nezamítnutí nulové hypotézy o výskytu homoskedasticity. Získané odhady tak mají konstantní rozptyl a výsledky jsou nejlepší, nestranné a konzistentní.

Pro test autokorelace do 12. řádu byl zvolen Breusch-Godfreyův test, jehož výsledkem je p-hodnota 0,365062 přesahující hladinu významnosti  $\alpha=0,05$  a potvrzuje tak absenci autokorelace v modelu. Odhad parametrů je nestranný, konzistentní a nejlepší.

Normální rozdělení reziduí bylo prokázáno testem normality reziduí, jehož výsledkem je p-hodnota 0,464642, která přesahuje zvolenou hladinu významnosti  $\alpha=0,05$ . Tento výsledek nevede k zamítnutí nulové hypotézy a potvrzuje tak nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl reziduí v rovnici. Normální rozdělení reziduí je graficky znázorněno v grafu č.21. Křivka zobrazeného grafu rozdělení reziduí je symetrická, konkávní, vykazuje vyrovnanou variabilitu vyšších a nižších hodnot reziduí a absenci odlehlých hodnot.

**Graf 20 Test normality reziduí**



Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

V předchozích kapitolách byl zvolený model verifikován z hlediska ekonomického, statistického i ekonometrického a lze tedy přistoupit k jeho aplikaci. Nejprve bude provedena zkouška prognózovacích schopností použitím prognózy ex post a následně bude přistoupeno k prognóze ex ante pro následujících 6 období.

### Prognóza ex-post

Pro provedení prognózy ex post byl použit upravený datový soubor z přílohy č.7 snížený o šest pozorování. Pomocí BMNČ byl proveden odhad nového modelu, jehož výsledkem je následující rovnice:

$$SC_t = 9,27896 + 0,0996015CPV_t + 0,647950SC_{t-1} + 0,860230SC_{t-2} + 0,671852CPV\_sunka + 0,352103CPV\_pecene + u_{1t} \quad (30)$$

**Tabulka 44 Odhad rovnice pro prognózu ex post**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	9,27896	10,0702	0,9214	0,3604	
CPV	0,0996015	0,0739739	1,346	0,1831	
dSCt_1	0,647950	0,120663	5,370	<0,0001	***
SCt_2	0,860230	0,0800825	10,74	<0,0001	***
dCPV_sunka	0,671852	0,318862	2,107	0,0392	**
dCPV_pecene	0,352103	0,265655	1,325	0,1899	

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

Skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných pro následujících 6 měsíců jsou uvedeny v tabulce č.45.

**Tabulka 45 skutečné hodnoty predeterminovaných proměnných**

	CPV	dSCt_1	SCt_2	dCPV sunka	dCPV pecene
IX.19	86,9	1,89	133,74	0,95	1,23
X.19	88	-2,17	135,63	-0,58	-0,24
XI.19	90,62	1,2	133,46	1,39	0,92
XII.19	100,32	3,32	134,66	0,74	6,92
I.20	100,15	12,02	137,98	4,07	-3,41
II.20	86,49	-1,52	150	0,3	-3,27

*Zdroj: vlastní zpracování*

Tyto hodnoty byly dosazeny do nově odhadnuté rovnice, čímž byly získány teoretické hodnoty endogenní proměnné spotřebitelské ceny vepřové kýty bez kosti. Jejich vyčíslení a porovnání se skutečnými hodnotami je uvedeno v tabulce č.46.

**Tabulka 46 Porovnání hodnot CZV**

	Teoretická hodnota SC	Skutečná hodnota SC	Absolutní odchylka odhadu	Procentuální odchylka odhadu
IX.19	135,277	133,460	-1,817	-1,362 %
X.19	132,837	134,660	1,823	1,354 %
XI.19	135,146	137,980	2,834	2,054 %
XII.19	140,194	150,000	9,806	6,537 %
I.20	147,271	148,480	1,209	0,814 %
II.20	144,993	148,980	3,987	2,676 %

*Zdroj: vlastní zpracování*

Z tabulky č. 46 je patrné, že odhad se výrazně liší od skutečné SC v prosinci 2019 a to o 9 Kč a 80 haléřů, tedy o 6,53 %. Ostatní odhady jsou přesnější, průměrná chyba odhadu je 2,12 %, což lze považovat za dostatečný výsledek. Model tedy bude využit k provedení prognózy ex ante.

### **Prognóza ex-ante**

Pro provedení prognózy ex ante byly nejprve odhadnuty budoucí hodnoty predeterminovaných proměnných pomocí lineárních a kvadratických funkcí v programu Gretl. Výsledky odhadů jsou uvedeny v přílohách č. 25-29. Tabulka č.47 zobrazuje odhadnuté hodnoty predeterminovaných proměnných.

**Tabulka 47 Odhad predeterminovaných proměnných**

	CPV	dSCt_1	SCt_2	dCPV sunka	dCPV pecene
III.20	136,670	1,930	132,830	1,150	0,550
IV.20	137,240	2,000	133,270	1,190	0,560
V.20	137,820	2,060	133,720	1,230	0,580
VI.20	138,400	2,130	134,170	1,270	0,590
VII.20	138,990	2,190	134,630	1,300	0,610
VIII.20	139,590	2,260	135,100	1,340	0,620

*Zdroj: vlastní zpracování*

Odhady budoucích hodnot predeterminovaných proměnných byly dosazeny do původní rovnice. Výsledky bodové prognózy ex ante pro spotřebitelskou cenu vepřové kýty bez kosti jsou uvedeny v tabulce č.48.

**Tabulka 48 Výsledky prognózy ex ante**

	SC
III.20	143,2101
IV.20	143,7784
V.20	144,3567
VI.20	144,9357
VII.20	145,5188
VIII.20	146,1194

*Zdroj: vlastní zpracování*

## 6 Výsledky a diskuze

V této kapitole diplomové práce jsou shrnuté výsledky praktické části a vyhodnocení stanovených hypotéz.

### 6.1 Vyhodnocení hypotéz

***H<sub>1</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna jeho spotřebou v daném nebo předchozím období***

*Hypotéza byla potvrzena.*

Tato hypotéza vycházela z předpokladu existence tržních mechanismů, při kterých nabídka určitého statku reaguje na poptávku po daném statku v daném nebo předchozím období. V tomto případě je funkce nabídky suplována modelem produkce vepřového masa a poptávka je reprezentována jeho spotřebou. Spotřeba vepřového masa v předchozím období nebyla vyhodnocena jako statisticky významná proměnná. Spotřeba vepřového masa ve stejném období, ve kterém se uskutečnila produkce vepřového masa, byla vyhodnocena jako parametr statisticky významný na hladině  $\alpha=0,01$ . Odhadem koeficientu parametru spotřeby v daném strukturálním modelu byla hodnota 0,910158. Ta vyjadřuje, že v případě nezměněné hodnoty ostatních proměnných vstupujících do modelu by se při zvýšení spotřeby v daném roce o tisíc tun živé hmotnosti prasat zvýšila produkce vepřového masa o 910 tun živé hmotnosti, a naopak. Tento koeficient vyjadřuje velmi silnou závislost a potvrzuje tak hypotézu H<sub>1</sub>.

***H<sub>2</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna vyšší produkce v předchozích obdobích***

*Hypotéza nebyla potvrzena.*

Produkce vepřového masa v minulém roce byla vyhodnocena jako statisticky nevýznamný parametr, ani delší zpoždění nebyla vyhodnocena jako statisticky významná. Koeficient proměnné produkce vepřového masa v předchozím roce s hodnotou 0,0894838 vyjadřuje, že zvýšení produkce vepřového masa v daném období o tisíc tun živé hmotnosti vyvolá následující rok zvýšení o 89 tun. Závislost je tedy příliš slabá na to, aby mohla být hypotéza H<sub>2</sub> potvrzena.

***H<sub>3</sub>: Produkce vepřového masa je ovlivněna dovozem a vývozem***

*Hypotéza nebyla potvrzena.*

Předpokladem této hypotézy byla tendence trhu uspokojit poptávku po vepřovém mase, snaha o maximalizaci zisků exportérů vepřového masa a omezení přebytků vepřového masa na trhu. Exogenní proměnná vývozu však nebyla vyhodnocena jako statisticky významný parametr a výsledný odhad koeficientu této proměnné vykazoval jen nepatrný vliv na výslednou produkci vepřového masa. Množství dovezeného vepřového masa bylo vyhodnoceno jako statisticky významný determinant produkce na hladině  $\alpha=0,01$ . Odhad koeficientu tohoto parametru činí -0,81979, což lze interpretovat jako snížení produkce vepřového masa o 819 tun živé hmotnosti při navýšení dovozu o tisíc tun živé hmotnosti, za podmínek ceteris paribus. Tento koeficient vyjadřuje velmi silnou závislost produkce vepřového masa na objemu jeho dovozu. Hypotéza H<sub>3</sub> je tak potvrzena pouze pro parametr dovozu.

***H<sub>4</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou zemědělských výrobců vepřového masa a cenou krmných směsí***

*Hypotéza nebyla potvrzena.*

Tato hypotéza vycházela z předpokladu existence cenové transmise mezi jednotlivými stupni vertikály produkce vepřového masa. Dle tohoto předpokladu by měla být změna ceny krmných směsí s ohledem na délku trvání výkrmu promítnuta do ceny zemědělských výrobců vepřového masa. Parametr ceny krmných směsí zpožděné o šest měsíců byl ovšem vyhodnocen jako statisticky nevýznamný. Koeficient této proměnné, odhadnutý pomocí BMNČ, představuje hodnotu 0,0332554, kterou lze interpretovat jako navýšení ceny zemědělských výrobců vepřového masa o 3 haléře/kg při navýšení ceny krmných směsí před šesti měsíci o 1 Kč/kg. Směr působení koeficientu je v souladu s teorií o existenci cenové transmise, její vliv na výslednou produkci vepřového masa je však zanedbatelný. Tímto je zamítnuta hypotéza H<sub>4</sub>.

***H<sub>5</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat a cenou zemědělských výrobců***

*Hypotéza byla potvrzena.*

Kvůli dynamizaci modelu byly za reprezentanty cen na druhém stupni výrobní vertikály vybrány ukazatelé ceny zemědělských výrobců vepřového masa v živém za dané období a období před dvěma měsíci. Pro oba parametry byla potvrzena statistická významnost na hladině  $\alpha=0,01$ . Odhady parametrů potvrdily silnou závislost. Parametr 1,01367 u  $CZV_t$  udává, že navýšení ceny zemědělských výrobců vepřového masa o 1 Kč/kg vyvolá ve stejném období navýšení CPV o 1,01 Kč/kg, za podmínek *ceteris paribus*. Stejně navýšení by se o dva měsíce později projevilo navýšením CPV o 98 haléřů, tento jev je vyjádřen koeficientem 0,987414 u proměnné  $CZV_{t-1}$ . Obě hodnoty indikují velmi silnou závislost ceny průmyslových výrobců vepřového masa na cenách zemědělských výrobců, díky čemuž je potvrzena hypotéza H<sub>5</sub>.

***H<sub>6</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa a cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl***

*Hypotéza byla potvrzena.*

Za zástupce ceny průmyslových výrobců masného produktu z vepřového masa byla vybrána cena průmyslových výrobců vepřové kýty. Vzhledem k zahrnutí časové náročnosti procesu zpracování vepřového masa byla jako jedna z exogenních proměnných zvolena cena průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat zpožděná o jedno období. Tato proměnná byla vyhodnocena jako statisticky významná na hladině významnosti  $\alpha=0,01$ . Její odhadnutý koeficient 0,571 udává, že navýšení CPV jatečně upravených těl o 1 Kč/kg vyvolá následující měsíc navýšení ceny průmyslových výrobců vepřové kýty o 57 haléřů. Hodnota koeficientu je přiměřená ke vztahu mezi jednotlivými cenami a potvrzuje závislost CPV vepřové kýty na CPV jatečně upravených těl prasat. Hypotézu H<sub>6</sub> tak lze potvrdit.

***H<sub>7</sub>: Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi spotřebitelskou cenou a cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa***

*Hypotéza nebyla potvrzena.*

Ve čtvrtém modelu analýzy cenové transmise byly popsány a zhodnoceny vztahy mezi spotřebitelskou cenou vepřové kýty a jejími determinanty. Reprezentantem třetího stupně vertikály je cena průmyslových výrobců vepřové kýty bez kosti, která byla vyhodnocena jako statisticky významná na hladině  $\alpha=0,05$ . Koeficient proměnné CPV vepřové kýty bez kosti s hodnotou 0,147326 vyjadřuje, že zvýšení ceny průmyslových výrobců vepřové kýty o 1 Kč/kg bude promítnuto do spotřebitelské ceny téhož výrobku navýšením o 14 haléřů, za podmínek *ceteris paribus*. Dle teorie cenové transmise by měl být nárůst na nižším stupni vertikály promítnut do ceny na vyšším stupni téměř okamžitě, k čemuž v případě tohoto modelu nedošlo. Hypotézu H<sub>7</sub> tak nelze zamítnout, ani potvrdit.

## **6.2 Výsledky analýz**

Vzhledem k výsledkům získaným v praktické části lze považovat analýzu všech modelů a splnění definovaných cílů za úspěšné. Všechny modely byly podrobeny ekonomické, statistické i ekonometrické verifikaci a následně využity k aplikaci pomocí prognóz *ex post* a *ex ante*.

Vhodnost zvolených exogenních proměnných v modelu produkce vepřového masa byla potvrzena hodnotou koeficientu determinace, který udává, že změny produkce jsou vysvětleny změnami exogenních proměnných z 99,83 %.

V části analýzy cenové transmise modelu 1 byla detekována autokorelace reziduí, kvůli které byl proveden nový odhad s využitím HAC error (robustní směrodatné chyby). Změny modelu 1 jsou z 99,16 % vysvětleny změnami použitých proměnných.

Odhadu s využitím robustní směrodatné chyby bylo využito i u modelu 2, u kterého byla detekována heteroskedasticita. Vhodnost zvolených exogenních proměnných potvrzuje vysvětlení změn CPV jatečně upravených těl změnami použitých proměnných z 98,29 %.

Modely 3 a 4 byly verifikovány z hlediska ekonomického, statistického i ekonometrického v plném rozsahu. Model 3 je vysvětlen změnami zvolených vysvětlujících proměnných z 92,47 %, změny predeterminovaných proměnných vysvětlují změny spotřebitelských cen z 85,96 %.



## 7 Závěr

Hlavním cílem této diplomové práce je charakteristika vazeb ve vertikále produkce vepřového masa v České republice, identifikace cenových přenosů na jednotlivých stupních vertikály a ekonometrická analýza těchto vazeb. Tohoto cíle je dosaženo pomocí ekonometrické analýzy časových řad vybraných ukazatelů s měsíční a roční periodicitou.

Metodická část práce popisuje kroky pro efektivní zpracování časových řad a obecné postupy ekonometrického modelování. V teoretické části je přiblížena problematika produkce vepřového masa a výrobních vertikál včetně podrobného popisu výrobní vertikály vepřového masa. Teoretická část také shrnuje situaci na trhu s vepřovým masem a přibližuje ekonomické teorie cenové transmise.

Ve vlastní části práce je charakterizováno, kvantifikováno, verifikováno a následně aplikováno celkem pět modelů. První část práce se zabývá analýzou modelu produkce vepřového masa a exogenních proměnných vysvětlujících její výši. Druhá část práce je zaměřena na analýzu cenové transmise mezi jednotlivými stupni vertikály produkce vepřového masa. V této části jsou definovány čtyři dílčí modely, představující jednotlivé stupně vertikály, na nichž je následně provedena analýza cenové transmise. Tyto modely reprezentují cenu zemědělských výrobců vepřového masa v živém, cenu průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat, cenu průmyslových výrobců a spotřebitelskou cenu vepřové kýty bez kosti. Všechny modely jsou ekonomicky, statisticky i ekonometricky verifikovány a doporučeny k následné aplikaci. Výsledky vlastní práce byly následně porovnány s formulovanými hypotézami.

Na základě výsledků dílčích analýz mohly být potvrzeny hypotézy  $H_1$ : Produkce vepřového masa je ovlivněna jeho spotřebou v daném nebo předchozím období,  $H_5$ : Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl prasat a cenou zemědělských výrobců prasat a  $H_6$ : Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa a cenou průmyslových výrobců jatečně upravených těl. Na základě neexistující nebo velmi slabé závislosti musely být zamítnuty, resp. nepotvrzeny hypotézy  $H_2$ : Produkce vepřového masa je ovlivněna výší produkce v předchozích obdobích,  $H_3$ : Produkce vepřového masa je ovlivněna dovozem a vývozem,  $H_4$ : Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi cenou zemědělských výrobců vepřového masa a cenou krmných směsí a  $H_7$ : Na zemědělsko-potravinářském trhu existuje vztah mezi spotřebitelskou cenou a cenou průmyslových výrobců masných produktů z vepřového masa.

## 8 Seznam použitých zdrojů

- ADAMEC, V., STŘELEČEK, L. a HAMPEL, D.. Ekonometrie I. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013. ISBN 978-80-7375-703-8
- AFRICKÝ MOR PRASAT. Mapy výskytu AMP v zahraničí. [online]. 2020. [cit. 2020-03-30]. Dostupné z: <http://www.africkymorprasat.cz/mapy-a-formulare>
- BENÁČANOVÁ, B. Ekonometrická analýza cen zemědělsko-potravinářských výrobků v ČR. Diplomová práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2019
- BEČVÁŘOVÁ, V., 2005. Podstata a ekonomické souvislosti formování agrobiznisu. 1. vydání. Brno. Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně. 68 s. ISBN 80-7157-911-4
- BEČVÁŘOVÁ, V. a kol. Agrobiznis v rozvoji regionu - Formování a vývoj cen v rámci agrobiznisu [online]. Dostupné z: <https://is.mendelu.cz/eknihovna/opory/index.pl?cast=52726>
- BOCKEL, L., TALLEC, F. Commodity Chain Analysis. Constructing the Commodity Chain, Functional Analysis and Flow Charts. FAO. EASYPol Resources for policy Making, 2005. Dostupné z: [http://www.fao.org/docs/up/easypol/330/value\\_chain\\_analysis\\_flow\\_charts\\_043enn.pdf](http://www.fao.org/docs/up/easypol/330/value_chain_analysis_flow_charts_043enn.pdf)
- COBB, CH, DOUGLAS, W., PAUL H. Theory of Production [online]. The American Economic Review, Vol. 18, No. 1, březen 1928 [cit. 2017-03-18].. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1811556>
- ČECHURA, L., HÁLOVÁ, P., KROUPOVÁ, Z., MALÝ, M., PETEROVÁ, J., RUMÁNKOVÁ, L., 2014. Cvičení z ekonometrie. ČZU v Praze, Provozně ekonomická fakulta. 3. vydání. 90 s. ISBN 978-80-213-2405-3
- ČERBÁKOVÁ, JANA. Panelová data [online]. 2006 [cit. 2017-01-28]. Dostupné z: <http://artax.karlin.mff.cuni.cz/~sajtm1am/Paneldata.pdf>
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. Nejistoty ohledně výpočtu potenciálního produktu. [online]. 2010 [cit. 2017-03-18]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/zpravy\\_o\\_inflaci/2010/2010\\_I/boxy\\_a\\_prilohy/zoj\\_I\\_2010\\_box\\_II.html](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2010/2010_I/boxy_a_prilohy/zoj_I_2010_box_II.html)
- ČSÚ. Zemědělství-časové řady [online]. 2016 [cit. 2017-01-28]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/zem\\_cr](https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr)

- ČSÚ. Česká republika od roku 1989 v číslech [online]. 2019 [cit. 2020-01-15]. Dostupné z:  
<http://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech-2018>
- DOKTOROVÁ, J. Systém SEUROP u prasat, historie, teorie a současná práce v ČR. 2002.  
[cit. 2017-03-10]. Dostupné z:  
<http://naschov.cz/system-seurop-u-prasat-historie-teorie-a-soucasna-praxe-v-cr/>
- DOUGHERTY, CH. Introduction to econometrics: Oxford university press, USA., 2005.  
ISBN: 0-19-877643-8
- FIALA, Petr. Úvod do ekonometrie. Praha: České vysoké učení technické v Praze, 2008.  
ISBN 978-80-01-04004-1
- FOLTÝN, I. Rentabilita zemědělských komodit: ekonomicko-matematické predikce =  
profitability of agricultural commodities : economic-mathematical predictions.  
Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2010. Výzkumná studie. ISBN  
978-80-86671-80-2
- GEMIGNANI, Z., GEMIGNANI, CH., GALENTINO, R., SCHUERMANN, P.J.. Efektivní  
analýza a využití dat. Přeložil Jiří HUF. Brno: Computer Press, 2015.  
ISBN 978-80-251-4571-5
- GUJARATI, D.N. a D. C. PORTER. Basic Econometrics. 5th ed. Boston, Mass: McgrawHill,  
2009. ISBN 978-00-71-2762-52.
- HINDLS, Richard. Statistika pro ekonomy. Praha: Professional publishing, 2007.  
ISBN 978-80-86946-43-6
- HUŠEK, R. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Praha: Oeconomica, 2009.  
Vysokoškolská učebnice. ISBN 978-80-245-1623-3
- HUŠEK, R. Ekonometrická analýza. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3
- KAMENÍK J. Technologie a hygiena potravin živočišného původu. Brno: Veterinární a  
farmaceutická univerzita, 2014. ISBN 978-80-7305-723-7
- KAREŠOVÁ, A. Analýza časových řad v programu Gretl. Bakalářská práce. Hradec Králové:  
Univerzita Hradec Králové, 2015
- KATRŇÁK, J. Asymetrický cenový přenos. Homo economicus [online]. 2013  
[cit. 2017-02-22]. Dostupné z:  
[http://homoeconomicus.cz/Podnik/Marketing/4p/Cena/Clanky/Clanky.php?clanek=Asymetricky\\_cenovy\\_prenos](http://homoeconomicus.cz/Podnik/Marketing/4p/Cena/Clanky/Clanky.php?clanek=Asymetricky_cenovy_prenos)
- LEJNAROVÁ, Š., RÁČKOVÁ, A., ZOUHAR, J., 2009. Základy ekonometrie v příkladech.  
VŠE v Praze. Nakladatelství Oeconomica. VŠE v Praze. 276 s. ISBN 978-80-245-  
1564-9

- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. Situační a výhledová zpráva vepřové maso. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2005. ISBN 978-80-7437-508-1
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. Situační a výhledová zpráva vepřové maso. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2015. ISBN 978-80-7434-247-9
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. Situační a výhledová zpráva vepřové maso. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2018. ISBN 978-80-7434-247-9
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. Ruské sankce. [online]. 2019 [cit. 2019-03-30]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/zahranicni-vztahy/ruske-sankce>
- NĚMEC, D. Základy ekonometrie. Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní Fakulta, 2012.
- NOVÁKOVÁ, L. Modelování komoditní vertikály hovězího masa. Diplomová práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2016
- OCKERMAN, H. W., HANSEN, C. L. Animal by-product processing & utilization. CRC Press LLC, 2000, ISBN 1-56676-777-6
- PÁNKOVÁ, L. Analýza cenové transmise krmné pšenice a potenciál jejího užití na domácím trhu. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2009
- PETEROVÁ J. Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů. 4. vyd. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2010. ISBN 978-80-213-2053-6
- STANĚK, S. Výkrm prasat., Zootechnika.cz [online]. 2012 [cit. 2017-02-09]. Dostupné z: <http://www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/vykrm-prasat/vykrm-prasat.html>
- STUPKA, R. Chov zvířat. Praha: Powerprint, 2010. ISBN. ISBN 978-80-87415-08-5
- SVAZ CHOVELŮ PRASAT V ČECHÁCH A NA MORAVĚ. Ročenka chovu prasat. 2015.
- SVAZ CHOVELŮ PRASAT, Další velký zásah AMP [online]. 2020 [cit. 2020-03-30]. Dostupné z: <http://www.schpcm.cz/veprovinky/zprava.aspx?id=569-3>
- ŠOBROVÁ, L. Ekonometrická analýza cenových přenosů na zemědělsko-potravinářském trhu ve vertikále vepřového masa v České republice. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2009
- TVRDOŇ J. Ekonometrie. 5. vyd. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2011. ISBN 978-80-213-0819-0.
- TVRDOŇ J. Ekonometrie. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3

- VANÍČEK, F. Situace na trhu vybraných komodit. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 1996. Výzkumná studie. ISBN 80-85898-43-8
- VAVRA, P. – GOODWIN, B. K. Analysis of Price Transmission along the Food Chain. OECD France, Agriculture and Fisheries Working Papers, No. 3, OECD Publishing. 2005. DOI:10.1787/752335872456
- VINŠ, M. Modelování a prognózování cen vepřového masa. Diplomová práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 2018
- ZOOTECHNIKA, Plemena prasat [online]. 2008 [cit. 2020-02-25].  
Dostupné z: <https://www.zootechnika.cz/clanky/chov-prasat/plemena-prasat/>

## 9 Přílohy

**Příloha 1 Podkladová data pro model Produkce vepřového masa**

	<b>Produkce vepřového masa</b> (tis.t.ž.hm.)	<b>Výroba jatečných prasat</b> (tis.t.ž.hm.)	<b>Dovoz vepřového masa</b> (tis.t.ž.hm.)	<b>Spotřeba vepřového masa</b> (tis.t.ž.hm.)	<b>Vstup do EU</b> (dummy)
<b>1995</b>	650,00	725,79	12,00	666,70	0,00
<b>1996</b>	714,00	727,00	8,40	720,80	0,00
<b>1997</b>	680,00	679,88	3,40	663,80	0,00
<b>1998</b>	660,00	669,91	10,00	645,00	0,00
<b>1999</b>	638,80	638,81	23,50	648,60	0,00
<b>2000</b>	583,90	583,93	19,30	596,00	0,00
<b>2001</b>	584,00	584,00	22,30	589,20	0,00
<b>2002</b>	585,40	585,37	34,30	586,00	0,00
<b>2003</b>	579,90	579,87	40,20	602,50	0,00
<b>2004</b>	547,00	547,01	89,30	564,60	1,00
<b>2005</b>	472,00	487,00	147,00	569,90	0,00
<b>2006</b>	449,30	449,00	154,60	564,00	0,00
<b>2007</b>	463,70	464,00	177,70	588,90	0,00
<b>2008</b>	431,60	432,00	214,40	583,00	0,00
<b>2009</b>	370,30	370,00	256,20	568,90	0,00
<b>2010</b>	366,40	366,00	279,60	574,00	0,00
<b>2011</b>	350,30	336,26	301,70	576,30	0,00
<b>2012</b>	303,60	295,79	328,50	556,60	0,00
<b>2013</b>	310,20	301,54	321,10	545,20	0,00
<b>2014</b>	312,50	305,31	325,00	546,20	0,00
<b>2015</b>	309,80	300,88	348,70	573,10	0,00
<b>2016</b>	312,70	312,74	344,40	567,20	0,00
<b>2017</b>	296,30	296,38	354,40	571,80	0,00
<b>2018</b>	304,30	304,36	367,50	590,50	0,00

*Zdroj: ČSÚ*

## Příloha 2 Výstupy z programu Gretl pro model produkce vepřového masa

Model 1: OLS, za použití pozorování 1997-2018 (T = 22)

Závisle proměnná: PRD

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	75,4938	46,3706	1,628	0,1230	
dPRDt_1	0,0894838	0,0537119	1,666	0,1152	
SPO	0,910158	0,0740726	12,29	1,46e-09	***
IMP	-0,819790	0,0160489	-51,08	3,75e-019	***
EU	35,5953	7,29484	4,880	0,0002	***
dJUT	0,129792	0,0592800	2,189	0,0437	**

Střední hodnota závisle proměnné 450,5455  
 Sm. odchylka závisle proměnné 134,6379  
 Součet čtverců reziduí 641,1722  
 Sm. chyba regrese 6,330345  
 Koeficient determinace 0,998316  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,997789  
 F(5, 16) 1896,695  
 P-hodnota(F) 1,37e-21  
 Logaritmus věrohodnosti -68,31146  
 Akaikovo kritérium 148,6229  
 Schwarzovo kritérium 155,1692  
 Hannan-Quinnovo kritérium 150,1650  
 rho (koeficient autokorelace) 0,034491  
 Durbin-Watsonova statistika 1,841807

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (dPRDt\_1)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 16,2133

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(15) > 16,2133) = 0,36802

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,108669

s p-hodnotou = 0,947115

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,0245486

s p-hodnotou = P(F(1, 15) > 0,0245486) = 0,877587

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

## Příloha 3 Prognóza dPRDt\_1 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(20, 0,025) = 2,086$

	dPRDt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2009	-32,1	-16,1			
2010	-61,3	-15,7			
2011	-3,9	-15,3			
2012	-16,1	-14,9			
2013	-46,7	-14,4			
2014	6,6	-13,9			
2015	2,3	-13,3			
2016	-2,7	-12,8			
2017	2,9	-12,2			
2018	-16,4	-11,5			
2019		-10,9	34,57	-83,0 -	61,2
2020		-10,2	35,51	-84,3 -	63,9
2021		-9,5	36,58	-85,8 -	66,8

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

**Příloha 4 Prognóza spotřeby na základě lineárního trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(20, 0,025) = 2,086$ 

	SPO	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2009	568,9	580,0			
2010	574,0	576,6			
2011	576,3	573,3			
2012	556,6	569,9			
2013	545,2	566,5			
2014	546,2	563,2			
2015	573,1	559,8			
2016	567,2	556,4			
2017	571,8	553,1			
2018	590,5	549,7			
2019		546,3	24,89	494,4 -	598,2
2020		542,9	25,17	490,4 -	595,4
2021		539,6	25,47	486,4 -	592,7

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl***Příloha 5 Prognóza dovozu na základě lineárního trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(20, 0,025) = 2,086$ 

	IMP	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2009	256,2	220,4			
2010	279,6	241,1			
2011	301,7	261,9			
2012	328,5	282,6			
2013	321,1	303,4			
2014	325,0	324,2			
2015	348,7	344,9			
2016	344,4	365,7			
2017	354,4	386,4			
2018	367,5	407,2			
2019		427,9	33,12	358,9 -	497,0
2020		448,7	33,49	378,8 -	518,6
2021		469,5	33,89	398,8 -	540,2

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl***Příloha 6 Prognóza dJUT na základě kvadratického trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(20, 0,025) = 2,086$ 

	dJUT	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2009	-62,000	-19,438			
2010	-4,000	-17,686			
2011	-29,742	-15,803			
2012	-40,467	-13,791			
2013	5,751	-11,649			
2014	3,764	-9,377			
2015	-4,423	-6,975			
2016	11,856	-4,444			
2017	-16,364	-1,782			
2018	7,981	1,009			
2019		3,930	26,0297	-50,367 -	58,227
2020		6,981	26,7392	-48,796 -	62,758
2021		10,161	27,5489	-47,305 -	67,628

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*



**Příloha 7 Podkladová data pro modely 1-4**

	2013											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	7,16	7,18	7,15	7,11	7,09	7,10	7,09	6,75	6,29	6,02	5,90	5,88
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	7,91	7,91	7,86	7,77	7,75	7,76	7,75	7,70	7,27	7,10	7,01	7,02
CPV prasat v živém (Kč/kg)	33,50	31,69	31,45	31,51	31,71	31,78	33,10	34,48	35,77	36,33	35,46	34,63
CPV JUT (Kč/kg)	43,79	41,53	40,45	40,88	41,03	41,81	43,64	45,07	46,81	46,54	46,06	45,49
CPV šunkový salám (Kč/kg)	74,26	74,83	75,15	73,04	72,75	74,62	70,81	70,93	74,14	74,28	74,12	74,11
CPV vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	81,93	80,82	78,52	77,83	79,22	79,75	80,41	82,41	85,27	85,74	86,86	87,17
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	81,19	79,19	77,75	77,67	78,89	79,00	81,31	84,43	85,65	85,63	82,87	84,74
SC vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	119,50	118,55	117,89	117,67	116,09	117,44	118,50	118,00	123,61	123,98	122,03	122,53
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	114,72	116,22	113,76	116,27	113,97	115,26	111,62	116,56	118,12	118,29	118,47	118,59

	2014											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	6,08	6,10	6,19	6,20	6,20	6,19	6,21	6,22	5,91	5,86	5,75	5,63
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	7,13	7,12	7,17	7,17	7,18	7,18	7,18	7,17	6,85	6,83	6,77	6,70
CPV prasat v živém (Kč/kg)	34,45	33,13	32,06	31,98	32,68	33,77	35,36	35,28	34,37	32,53	30,72	29,66
CPV JUT (Kč/kg)	44,43	42,76	41,87	41,81	42,57	43,50	46,22	45,73	44,53	42,99	40,44	39,77
CPV šunkový salám (Kč/kg)	73,50	73,83	74,09	73,49	74,91	75,36	74,5308	73,95	75,80	73,20	73,36	71,38
CPV vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	88,06	87,51	85,00	84,99	84,86	86,32	86,47	87,17	85,16	83,57	81,80	81,08
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	82,78	80,27	79,08	80,41	81,77	82,59	84,	84,15	82,67	80,81	79,30	78,79
SC vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	125,41	125,09	124,22	121,90	120,32	119,12	124,63	121,47	124,58	123,57	121,02	120,28
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	116,69	115,35	115,48	116,08	116,87	117,52	116,84	117,62	116,89	119,32	115,08	112,48

	2015											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,73	5,84	5,81	5,80	5,83	5,81	5,82	5,84	5,85	5,80	5,81	5,82
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,75	6,79	6,79	6,80	6,79	6,80	6,80	6,80	6,82	6,81	6,80	6,79
CPV prasat v živém (Kč/kg)	29,06	28,25	28,30	28,53	28,52	29,01	29,89	29,57	29,60	29,95	29,47	28,14
CPV JUT (Kč/kg)	39,05	37,60	37,60	37,64	37,24	37,83	38,69	38,58	38,34	38,56	37,56	35,66
CPV šunkový salám (Kč/kg)	72,61	71,84	70,98	70,99	70,78	70,29	70,49	70,57	69,92	69,80	68,84	68,62
CPV vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	79,67	78,16	79,34	78,79	78,58	79,97	79,20	78,04	78,24	78,60	79,12	76,32
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	78,06	76,31	75,04	76,20	75,95	76,41	75,62	75,62	77,31	77,10	76,06	74,27
SC vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	121,06	117,86	117,00	114,84	116,24	116,66	116,81	113,53	112,27	114,46	116,56	113,20
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	110,18	108,49	104,00	109,76	110,82	110,79	109,02	110,01	108,67	107,99	106,10	107,41

	2016											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,83	5,77	5,67	5,64	5,52	5,51	5,53	5,49	5,27	5,24	5,04	5,04
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,66	6,61	6,56	6,56	6,49	6,48	6,47	6,47	6,31	6,31	6,04	6,05
CPV prasat v živém (Kč/kg)	27,08	26,40	25,87	25,45	25,64	27,63	30,37	32,12	32,54	33,38	32,72	31,97
CPV JUT (Kč/kg)	35,46	33,86	33,48	32,94	33,42	36,00	39,97	41,16	41,52	43,27	41,52	40,94
CPV šunkový salám (Kč/kg)	70,12	69,09	68,98	67,19	67,50	66,59	66,66	65,26	64,47	66,41	66,54	67,09
CPV vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	71,29	70,84	69,20	69,40	70,15	72,65	74,68	75,56	77,72	80,16	78,88	79,34
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	74,25	72,28	69,99	71,46	71,12	73,59	77,30	77,55	78,84	79,27	78,05	79,21
SC vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	115,48	109,57	111,90	110,84	110,10	106,50	111,22	116,38	113,34	121,87	120,71	113,14
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	108,40	106,94	106,34	106,23	105,31	105,44	109,21	111,40	113,09	114,22	114,49	116,48

	2017											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,18	5,15	5,19	5,25	5,25	5,26	5,25	5,25	5,36	5,34	5,39	5,29
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,08	6,06	6,05	6,12	6,14	6,15	6,10	6,14	6,25	6,24	6,25	6,22
CPV prasat v živém (Kč/kg)	31,86	31,16	31,23	32,13	33,44	34,72	34,88	34,15	33,66	32,20	30,89	29,89
CPV JUT (Kč/kg)	40,76	40,26	39,98	41,36	42,66	44,33	45,09	43,78	42,68	41,36	39,32	37,45
CPV šunkový salám (Kč/kg)	68,10	67,54	66,43	66,74	68,29	68,91	70,00	71,78	71,05	76,65	77,70	76,81
CPV vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	75,10	75,29	74,77	77,98	80,70	83,34	82,27	83,16	81,99	78,10	75,69	74,33
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	77,94	76,91	76,90	78,77	80,44	82,49	81,92	81,79	80,98	76,90	75,40	75,49
SC vepřové kýty bez kosti (Kč/kg)	119,82	118,18	116,46	118,25	125,75	120,84	128,02	128,28	126,87	125,68	124,74	124,13
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	116,85	116,33	115,53	117,81	118,83	120,49	117,96	119,38	120,18	120,55	118,57	117,67

	2018											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,29	5,26	5,29	5,28	5,36	5,37	5,42	5,51	5,71	5,79	5,77	5,83

Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,18	6,19	6,23	6,22	6,26	6,28	6,30	6,35	6,52	6,68	6,63	6,69
CPV prasat v živém (Kč/kg)	28,37	27,25	27,00	27,21	26,70	26,56	27,13	27,36	28,08	27,78	27,06	26,76
CPV JUT (Kč/kg)	35,57	33,99	34,62	34,72	33,86	34,12	34,96	35,35	36,45	35,38	34,45	34,29
CPV šunkový salám (Kč/kg)	77,90	78,34	77,95	78,84	76,61	76,47	77,99	78,93	78,10	78,07	76,01	75,76
CPV vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	73,86	70,26	71,19	70,69	69,16	69,92	70,25	70,96	69,64	70,40	70,18	70,81
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	74,79	72,51	72,51	72,32	71,89	71,23	71,60	72,36	73,55	71,75	71,89	71,98
SC vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	127,67	119,00	116,85	121,15	120,54	125,58	127,96	127,41	128,99	127,09	121,90	121,10
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	120,05	117,76	117,63	117,76	117,33	116,23	117,78	117,65	117,55	115,92	114,63	115,94

	2019											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,81	5,81	5,92	5,92	5,89	5,85	5,86	5,77	5,69	5,50	5,44	5,43
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,70	6,72	6,80	6,86	6,87	6,76	6,76	6,78	6,68	6,57	6,49	6,60
CPV prasat v živém (Kč/kg)	26,90	26,82	26,74	28,13	30,54	32,79	33,66	34,21	34,81	35,04	35,24	36,95
CPV JUT (Kč/kg)	34,34	33,77	33,86	36,44	39,36	42,40	43,73	43,84	44,91	45,34	45,32	47,48
CPV šunkový salám (Kč/kg)	77,46	78,09	77,92	78,70	77,56	81,52	82,33	83,51	84,46	83,88	85,27	86,01
CPV vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	70,15	69,84	70,12	77,97	81,54	84,77	86,04	85,86	86,90	88,00	90,62	100,32
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	72,25	72,48	72,11	77,22	80,06	82,37	82,94	81,85	83,08	82,84	83,76	90,68
SC vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	124,85	121,28	122,06	123,51	132,08	132,30	133,74	135,63	133,46	134,66	137,98	150,00
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	119,96	122,79	115,42	124,69	126,11	130,57	132,63	131,15	129,70	132,88	141,40	141,24

	2020	
	1	2
Cena KS pro prasata nad 65 kg (Kč/kg)	5,36	5,37
Cena KS pro předvýkrm prasat (Kč/kg)	6,52	6,52
CPV prasat v živém (Kč/kg)	37,35	35,71
CPV JUT (Kč/kg)	48,65	46,63
CPV šunkový salám (Kč/kg)	90,08	90,38
CPV vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	100,15	86,49
CPV vepřové pečeně (Kč/kg)	87,27	84,00
SC vepřové kýty bez kostí (Kč/kg)	148,48	148,98
SC vepřové pečeně (Kč/kg)	148,84	144,89

Zdroj: ČSÚ

## Příloha 8 Výstupy z programu Gretl pro model 1

Model 3: OLS, za použití pozorování 2013:08-2020:02 (T = 79)

Závisle proměnná: CZV

HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,591403	0,323292	1,829	0,0714	*
KRMt_6	0,0332554	0,0562463	0,5912	0,5562	
dCZVt_1	1,19781	0,0463872	25,82	9,36e-039	***
CZVt_2	0,974466	0,00927941	105,0	2,81e-082	***
dCPV	0,597749	0,0311020	19,22	1,72e-030	***
Střední hodnota závisle proměnné			30,94184		
Sm. odchylka závisle proměnné			3,265817		
Součet čtverců reziduí			6,963117		
Sm. chyba regrese			0,306751		
Koeficient determinace			0,991630		
Adjustovaný koeficient determinace			0,991178		
F(4, 74)			4890,843		
P-hodnota(F)			7,86e-89		
Logaritmus věrohodnosti			-16,15773		
Akaikovo kritérium			42,31546		
Schwarzovo kritérium			54,16270		
Hannan-Quinnovo kritérium			47,06183		
rho (koeficient autokorelace)			-0,273041		
Durbin-Watsonova statistika			2,509811		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (KRMt\_6)

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 19,0523

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 19,0523) = 0,16296$

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 2,31935

s p-hodnotou =  $P(F(12, 62) > 2,31935) = 0,0160293$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 0,677123

s p-hodnotou = 0,712795

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

### Příloha 9 Prognóza KRMt\_6 na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(77, 0,025) = 1,991$

	KRMt_6	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019:03	5,70719	5,38316		
2019:04	5,78744	5,36870		
2019:05	5,76965	5,35423		
2019:06	5,83356	5,33976		
2019:07	5,81357	5,32530		
2019:08	5,81307	5,31083		
2019:09	5,91758	5,29637		
2019:10	5,92043	5,28190		
2019:11	5,88553	5,26744		
2019:12	5,84934	5,25297		
2020:01	5,85855	5,23851		
2020:02	5,77465	5,22404		
2020:03		5,20958	0,39925	4,41457 - 6,00458
2020:04		5,19511	0,39962	4,39936 - 5,99086
2020:05		5,18064	0,40000	4,38413 - 5,97715
2020:06		5,16618	0,40040	4,36889 - 5,96347
2020:07		5,15171	0,40080	4,35363 - 5,94980
2020:08		5,13725	0,40121	4,33834 - 5,93615

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 10 Prognóza dCZVt\_1 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(77, 0,025) = 1,991$

	dCZVt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019:03	-0,072	0,352		
2019:04	-0,085	0,368		
2019:05	1,390	0,383		
2019:06	2,409	0,399		
2019:07	2,248	0,415		
2019:08	0,874	0,432		
2019:09	0,551	0,448		
2019:10	0,601	0,465		
2019:11	0,225	0,482		
2019:12	0,200	0,499		
2020:01	1,709	0,516		
2020:02	0,405	0,534		
2020:03		0,552	1,0245	-1,488 - 2,592
2020:04		0,570	1,0269	-1,475 - 2,615
2020:05		0,589	1,0294	-1,461 - 2,638
2020:06		0,607	1,0320	-1,448 - 2,662
2020:07		0,626	1,0347	-1,435 - 2,686
2020:08		0,645	1,0376	-1,421 - 2,711

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 11 Prognóza CZVt\_2 na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(77, 0,025) = 1,991$

	CZVt_2	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019:03	26,895	29,928		
2019:04	26,823	29,896		
2019:05	26,738	29,863		
2019:06	28,128	29,830		
2019:07	30,537	29,798		
2019:08	32,785	29,765		
2019:09	33,659	29,733		
2019:10	34,210	29,700		
2019:11	34,811	29,668		
2019:12	35,036	29,635		
2020:01	35,236	29,603		
2020:02	36,945	29,570		
2020:03		29,538	3,1558	23,254 - 35,822
2020:04		29,505	3,1587	23,216 - 35,795
2020:05		29,473	3,1618	23,177 - 35,769
2020:06		29,440	3,1649	23,138 - 35,742
2020:07		29,408	3,1680	23,100 - 35,716
2020:08		29,375	3,1713	23,061 - 35,690

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

## Příloha 12 Prognóza dCPVv na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(77, 0,025) = 1,991$

	dCPV	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	0,095	0,389			
2019:04	2,579	0,408			
2019:05	2,915	0,427			
2019:06	3,046	0,447			
2019:07	1,328	0,467			
2019:08	0,108	0,488			
2019:09	1,065	0,508			
2019:10	0,437	0,529			
2019:11	-0,019	0,550			
2019:12	2,158	0,572			
2020:01	1,169	0,593			
2020:02	-2,020	0,615			
2020:03		0,638	1,3792	-2,109 -	3,384
2020:04		0,660	1,3824	-2,093 -	3,413
2020:05		0,683	1,3858	-2,076 -	3,442
2020:06		0,706	1,3893	-2,060 -	3,473
2020:07		0,730	1,3930	-2,044 -	3,503
2020:08		0,753	1,3968	-2,028 -	3,535

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

## Příloha 13 Výstupy z programu Gretl pro model 2

Model 3: OLS, za použití pozorování 2013:05-2020:02 (T = 82)

Závisle proměnná: CPV

HAC standardní chyby, šířka okénka 3 (Bartlettovo jádro)

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-9,75737	2,33066	-4,187	7,46e-05	***
dCZV	1,01367	0,121802	8,322	2,43e-012	***
CZVt_2	0,987414	0,0839517	11,76	7,16e-019	***
CPVPec	0,245995	0,0603383	4,077	0,0001	***
dCPVt_1	0,663538	0,0939335	7,064	6,29e-010	***

Střední hodnota závisle proměnné	40,04652
Sm. odchylka závisle proměnné	4,259878
Součet čtverců reziduí	25,09913
Sm. chyba regrese	0,570931
Koeficient determinace	0,982924
Adjustovaný koeficient determinace	0,982037
F(4, 77)	1097,282
P-hodnota(F)	4,97e-67
Logaritmus věrohodnosti	-67,81363
Akaikovo kritérium	145,6273
Schwarzovo kritérium	157,6608
Hannan-Quinnovo kritérium	150,4586
rho (koeficient autokorelace)	0,087889
Durbin-Watsonova statistika	1,822625

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 24,8195

s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(14) > 24,8195) = 0,0363914$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,636589

s p-hodnotou = 0,727389

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,5136

s p-hodnotou =  $P(F(12, 65) > 1,5136) = 0,142106$

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

#### Příloha 14 Prognóza dCZV na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(80, 0,025) = 1,990$

	dCZV	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,085	0,254			
2019:04	1,390	0,265			
2019:05	2,409	0,275			
2019:06	2,248	0,286			
2019:07	0,874	0,297			
2019:08	0,551	0,308			
2019:09	0,601	0,319			
2019:10	0,225	0,331			
2019:11	0,200	0,342			
2019:12	1,709	0,354			
2020:01	0,405	0,366			
2020:02	-1,640	0,378			
2020:03		0,390	1,0343	-1,669 -	2,448
2020:04		0,402	1,0365	-1,661 -	2,465
2020:05		0,415	1,0389	-1,653 -	2,482
2020:06		0,427	1,0413	-1,645 -	2,499
2020:07		0,440	1,0439	-1,638 -	2,517
2020:08		0,453	1,0465	-1,630 -	2,535

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

#### Příloha 15 Prognóza CZVt\_2 na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(80, 0,025) = 1,990$

	CZVt_2	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	26,895	29,953			
2019:04	26,823	29,922			
2019:05	26,738	29,891			
2019:06	28,128	29,860			
2019:07	30,537	29,829			
2019:08	32,785	29,798			
2019:09	33,659	29,767			
2019:10	34,210	29,736			
2019:11	34,811	29,705			
2019:12	35,036	29,674			
2020:01	35,236	29,643			
2020:02	36,945	29,612			
2020:03		29,582	3,0954	23,421 -	35,742
2020:04		29,551	3,0981	23,385 -	35,716
2020:05		29,520	3,1009	23,349 -	35,691
2020:06		29,489	3,1037	23,312 -	35,665
2020:07		29,458	3,1066	23,276 -	35,640
2020:08		29,427	3,1095	23,239 -	35,615

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

#### Příloha 16 Prognóza CVPec na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(80, 0,025) = 1,990$

	CPVPec	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	72,11	77,02			
2019:04	77,22	76,99			
2019:05	80,06	76,95			
2019:06	82,37	76,91			
2019:07	82,94	76,88			
2019:08	81,85	76,84			
2019:09	83,08	76,80			
2019:10	82,84	76,77			
2019:11	83,76	76,73			
2019:12	90,68	76,70			
2020:01	87,27	76,66			
2020:02	84,00	76,62			
2020:03		76,59	4,629	67,38 -	85,80
2020:04		76,55	4,633	67,33 -	85,77
2020:05		76,51	4,637	67,29 -	85,74
2020:06		76,48	4,641	67,24 -	85,71
2020:07		76,44	4,645	67,20 -	85,69
2020:08		76,41	4,650	67,15 -	85,66

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 17 Prognóza dCPVt\_1 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(80, 0,025) = 1,990$

	dCPVt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,573	0,469			
2019:04	0,095	0,488			
2019:05	2,579	0,508			
2019:06	2,915	0,527			
2019:07	3,046	0,547			
2019:08	1,328	0,567			
2019:09	0,108	0,588			
2019:10	1,065	0,609			
2019:11	0,437	0,630			
2019:12	-0,019	0,651			
2020:01	2,158	0,672			
2020:02	1,169	0,694			
2020:03		0,716	1,3455	-1,961 -	3,394
2020:04		0,739	1,3484	-1,945 -	3,422
2020:05		0,761	1,3515	-1,928 -	3,451
2020:06		0,784	1,3546	-1,912 -	3,480
2020:07		0,807	1,3579	-1,895 -	3,510
2020:08		0,831	1,3614	-1,879 -	3,540

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 18 Výstupy z programu Gretl pro model 3

Model 1: OLS, za použití pozorování 2013:04-2020:02 (T = 83)

Závisle proměnná: CPV

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-3,10090	4,14147	-0,7487	0,4563
dCPVt_1	1,04836	0,123421	8,494	1,13e-012 ***
CPVt_3	0,614860	0,0679575	9,048	9,70e-014 ***
JUTt_1	0,571000	0,0987077	5,785	1,48e-07 ***
dCPV_Pec	0,933267	0,128755	7,248	2,81e-010 ***
SCT_1	0,0884608	0,0330561	2,676	0,0091 ***

Střední hodnota závisle proměnné	79,14892
Sm. odchylka závisle proměnné	6,832060
Součet čtverců reziduí	288,1611
Sm. chyba regrese	1,934516
Koeficient determinace	0,924713
Adjustovaný koeficient determinace	0,919825
F(5, 77)	189,1515
P-hodnota(F)	9,54e-42
Logaritmus věrohodnosti	-169,4261
Akaikovo kritérium	350,8522
Schwarzovo kritérium	365,3652
Hannan-Quinnovo kritérium	356,6827
rho (koeficient autokorelace)	-0,115874
Durbin-Watsonova statistika	2,168834

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 24,6968

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(20) > 24,6968) = 0,213276$

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,87265

s p-hodnotou =  $P(F(12, 65) > 1,87265) = 0,0545785$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 0,18254

s p-hodnotou = 0,912771

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 19 Prognóza dCPVt\_1 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(81, 0,025) = 1,990$

	dCPVt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,31	1,09			
2019:04	0,28	1,14			
2019:05	7,85	1,18			
2019:06	3,57	1,23			
2019:07	3,23	1,27			
2019:08	1,27	1,32			
2019:09	-0,18	1,37			
2019:10	1,04	1,41			
2019:11	1,10	1,46			
2019:12	2,62	1,51			
2020:01	9,70	1,56			
2020:02	-0,17	1,61			
2020:03		1,66	2,172	-2,66 -	5,98
2020:04		1,71	2,176	-2,62 -	6,04
2020:05		1,76	2,181	-2,58 -	6,10
2020:06		1,82	2,186	-2,53 -	6,17
2020:07		1,87	2,191	-2,49 -	6,23
2020:08		1,92	2,197	-2,45 -	6,29

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 20 Prognóza CPVt\_3 na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(81, 0,025) = 1,990$

	CPVt_3	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	70,81	75,85			
2019:04	70,15	75,76			
2019:05	69,84	75,67			
2019:06	70,12	75,58			
2019:07	77,97	75,49			
2019:08	81,54	75,39			
2019:09	84,77	75,30			
2019:10	86,04	75,21			
2019:11	85,86	75,12			
2019:12	86,90	75,03			
2020:01	88,00	74,94			
2020:02	90,62	74,84			
2020:03		74,75	5,657	63,50 -	86,01
2020:04		74,66	5,662	63,40 -	85,93
2020:05		74,57	5,666	63,29 -	85,84
2020:06		74,48	5,672	63,19 -	85,76
2020:07		74,39	5,677	63,09 -	85,68
2020:08		74,29	5,682	62,99 -	85,60

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 21 Prognóza JUTt\_1 na základě lineárního trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(81, 0,025) = 1,990$

	JUTt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	33,769	38,692			
2019:04	33,864	38,649			
2019:05	36,443	38,606			
2019:06	39,358	38,563			
2019:07	42,404	38,520			
2019:08	43,732	38,477			
2019:09	43,840	38,434			
2019:10	44,905	38,391			
2019:11	45,342	38,348			
2019:12	45,323	38,305			
2020:01	47,481	38,262			
2020:02	48,650	38,219			
2020:03		38,176	4,1644	29,891 -	46,462
2020:04		38,133	4,1679	29,841 -	46,426
2020:05		38,090	4,1715	29,790 -	46,390
2020:06		38,047	4,1752	29,740 -	46,355
2020:07		38,004	4,1790	29,690 -	46,319
2020:08		37,961	4,1829	29,639 -	46,284

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl



**Příloha 22 Prognóza dCPV\_Pec na základě kvadratického trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(81, 0,025) = 1,990$ 

	dCPV_Pec	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,37	0,32			
2019:04	5,11	0,33			
2019:05	2,84	0,34			
2019:06	2,31	0,35			
2019:07	0,57	0,37			
2019:08	-1,09	0,38			
2019:09	1,23	0,39			
2019:10	-0,24	0,41			
2019:11	0,92	0,42			
2019:12	6,92	0,43			
2020:01	-3,41	0,45			
2020:02	-3,27	0,46			
2020:03		0,48	1,863	-3,23 -	4,18
2020:04		0,49	1,867	-3,22 -	4,21
2020:05		0,51	1,871	-3,22 -	4,23
2020:06		0,52	1,876	-3,21 -	4,25
2020:07		0,53	1,880	-3,21 -	4,28
2020:08		0,55	1,885	-3,20 -	4,30

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl***Příloha 23 Prognóza SCt\_1 na základě kvadratického trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(81, 0,025) = 1,990$ 

	SCt_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	121,28	128,70			
2019:04	122,06	129,05			
2019:05	123,51	129,40			
2019:06	132,08	129,76			
2019:07	132,30	130,12			
2019:08	133,74	130,49			
2019:09	135,63	130,86			
2019:10	133,46	131,24			
2019:11	134,66	131,62			
2019:12	137,98	132,01			
2020:01	150,00	132,40			
2020:02	148,48	132,80			
2020:03		133,20	6,018	121,23 -	145,18
2020:04		133,61	6,031	121,61 -	145,61
2020:05		134,02	6,044	122,00 -	146,05
2020:06		134,44	6,058	122,38 -	146,49
2020:07		134,86	6,073	122,78 -	146,94
2020:08		135,29	6,088	123,17 -	147,40

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*

## Příloha 24 Výstupy z programu Gretl pro model 4

Model 1: OLS, za použití pozorování 2014:01-2020:02 (T = 74)

Závisle proměnná: SC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-2,43127	7,05853	-0,3444	0,7316	
CPV	0,147326	0,0691324	2,131	0,0367	**
dSCt_1	0,664776	0,114126	5,825	1,72e-07	***
SCt_2	0,927634	0,0647314	14,33	3,16e-022	***
dCPV_sunka	0,594155	0,307621	1,931	0,0576	*
dCPV_pecene	0,586264	0,225700	2,598	0,0115	**
Střední hodnota závisle proměnné			122,4922		
Sm. odchylka závisle proměnné			8,594100		
Součet čtverců reziduí			756,8375		
Sm. chyba regrese			3,336160		
Koeficient determinace			0,859628		
Adjustovaný koeficient determinace			0,849307		
F(5, 68)			83,28576		
P-hodnota(F)			1,29e-27		
Logaritmus věrohodnosti			-191,0295		
Akaikovo kritérium			394,0591		
Schwarzovo kritérium			407,8835		
Hannan-Quinnovo kritérium			399,5738		
rho (koeficient autokorelace)			-0,115895		
Durbin-Watsonova statistika			2,212663		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 13,9553

s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(20) > 13,9553) = 0,832757$

LM test pro autokorelaci až do řádu 12 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 1,11743

s p-hodnotou =  $P(F(12, 56) > 1,11743) = 0,365062$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 0,464642

s p-hodnotou = 0,792692

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

## Příloha 25 Prognóza CPV vepřové kýty na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(72, 0,025) = 1,993$

	SC	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019:03	122,06	130,43		
2019:04	123,51	130,91		
2019:05	132,08	131,40		
2019:06	132,30	131,89		
2019:07	133,74	132,39		
2019:08	135,63	132,90		
2019:09	133,46	133,42		
2019:10	134,66	133,94		
2019:11	137,98	134,47		
2019:12	150,00	135,01		
2020:01	148,48	135,56		
2020:02	148,98	136,11		
2020:03		136,67	6,157	124,40 - 148,95
2020:04		137,24	6,173	124,94 - 149,55
2020:05		137,82	6,190	125,48 - 150,16
2020:06		138,40	6,208	126,03 - 150,78
2020:07		138,99	6,227	126,58 - 151,41
2020:08		139,59	6,247	127,14 - 152,05

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 26 Prognóza dSct\_1 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(72, 0,025) = 1,993$

	dSct_1	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-3,57	1,24			
2019:04	0,78	1,29			
2019:05	1,45	1,35			
2019:06	8,57	1,40			
2019:07	0,22	1,46			
2019:08	1,44	1,52			
2019:09	1,89	1,57			
2019:10	-2,17	1,63			
2019:11	1,20	1,69			
2019:12	3,32	1,75			
2020:01	12,02	1,81			
2020:02	-1,52	1,87			
2020:03		1,93	3,824	-5,69 -	9,56
2020:04		2,00	3,834	-5,65 -	9,64
2020:05		2,06	3,845	-5,60 -	9,73
2020:06		2,13	3,856	-5,56 -	9,81
2020:07		2,19	3,868	-5,52 -	9,90
2020:08		2,26	3,880	-5,47 -	9,99

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 27 Prognóza Sct\_2 na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(72, 0,025) = 1,993$

	Sct_2	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	124,85	127,96			
2019:04	121,28	128,34			
2019:05	122,06	128,71			
2019:06	123,51	129,10			
2019:07	132,08	129,49			
2019:08	132,30	129,89			
2019:09	133,74	130,29			
2019:10	135,63	130,70			
2019:11	133,46	131,11			
2019:12	134,66	131,53			
2020:01	137,98	131,96			
2020:02	150,00	132,39			
2020:03		132,83	5,797	121,27 -	144,38
2020:04		133,27	5,813	121,68 -	144,86
2020:05		133,72	5,829	122,10 -	145,34
2020:06		134,17	5,846	122,52 -	145,83
2020:07		134,63	5,863	122,95 -	146,32
2020:08		135,10	5,882	123,38 -	146,83

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

### Příloha 28 Prognóza dCPV\_sunka na základě kvadratického trendu

Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(72, 0,025) = 1,993$

	dCPV_sunka	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,17	0,74			
2019:04	0,78	0,77			
2019:05	-1,14	0,81			
2019:06	3,96	0,84			
2019:07	0,81	0,87			
2019:08	1,18	0,90			
2019:09	0,95	0,94			
2019:10	-0,58	0,97			
2019:11	1,39	1,01			
2019:12	0,74	1,04			
2020:01	4,07	1,08			
2020:02	0,30	1,11			
2020:03		1,15	1,363	-1,57 -	3,87
2020:04		1,19	1,366	-1,53 -	3,91
2020:05		1,23	1,370	-1,50 -	3,96
2020:06		1,27	1,374	-1,47 -	4,01
2020:07		1,30	1,378	-1,44 -	4,05
2020:08		1,34	1,383	-1,41 -	4,10

Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl

**Příloha 29 Prognóza dCPV\_pecene na základě kvadratického trendu**Pro 95% konfidenční intervaly,  $t(72, 0,025) = 1,993$ 

	dCPV_pecene	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019:03	-0,37	0,37			
2019:04	5,11	0,38			
2019:05	2,84	0,40			
2019:06	2,31	0,41			
2019:07	0,57	0,43			
2019:08	-1,09	0,44			
2019:09	1,23	0,46			
2019:10	-0,24	0,47			
2019:11	0,92	0,49			
2019:12	6,92	0,50			
2020:01	-3,41	0,52			
2020:02	-3,27	0,53			
2020:03		0,55	1,829	-3,10 -	4,19
2020:04		0,56	1,831	-3,09 -	4,21
2020:05		0,58	1,833	-3,08 -	4,23
2020:06		0,59	1,835	-3,06 -	4,25
2020:07		0,61	1,837	-3,05 -	4,27
2020:08		0,62	1,839	-3,04 -	4,29

*Zdroj: vlastní zpracování v programu Gretl*