

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra Ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Analýza determinant spotřeby hovězího masa**

**Bc. Jakub Fiala**

**© 2020 ČZU v Praze**



# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Jakub Fiala

Ekonomika a management  
Provoz a ekonomika

Název práce

**Analýza determinant spotřeby hovězího masa v ČR**

Název anglicky

**Analysis of beef consumption determinants in the Czech Republic**

---

### Cíle práce

Cílem práce je identifikace a kvantifikace vlivu hlavních determinant spotřeby hovězího masa v ČR. Dílčími cíli jsou posouzení vývoje spotřeby a dalších významných faktorů této komodity v čase a nalezení hladiny nasycenosti ve spotřebě hovězího masa.

### Metodika

Teoretická část práce bude zaměřena na kompilaci informací z dostupných vědeckých zdrojů. Ve vlastní práci bude využito grafické metody pro posouzení vývoje jednotlivých ukazatelů v čase a následně bude využito ekonometrického modelování k potvrzení či vyvrácení stanovených předpokladů o vlivu ekonomických faktorů na spotřebu hovězího masa.

### Doporučený rozsah práce

50- 60 stran

### Klíčová slova

Ekonometrická analýza, spotřeba, hovězí maso, determinant spotřeby

---

### Doporučené zdroje informací

BIELIK, P. Agrárna ekonomika. Nitra: Vysoká škola poľnohospodárska. ISBN 80-7137-239-0.  
HANČLOVÁ, J. *Ekonometrické modelování : klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.  
HOLMAN, R. *Mikroekonomie : středně pokročilý kurz*. V Praze: C.H. Beck, 2018. ISBN 978-80-7400-397-4.  
HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. Praha: Ekopress, 1999. ISBN 80-86119-19-.  
SVATOŠ, M. *Ekonomika zemědělství a Evropské integrace*. Praha, Nitra: Praha : Česká zemědělská univerzita ; Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita. ISBN 80-213-0288-7.

---

### Předběžný termín obhajoby

2019/20 LS – PEF

### Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

### Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 27. 2. 2019

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 1. 3. 2019

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 27. 03. 2020



## **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „Analýza determinant spotřeby hovězího masa“ jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucí 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 autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 19.3.2020

---

## **Poděkování**

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D. za podporu a rady při práci na diplomové práci a také své rodině a kolegům za podporu v průběhu celého studia.





# **Analýza determinant spotřeby hovězího masa**

## **Abstrakt**

Práce se zabývá určením a kvantifikací hlavních determinant spotřeby hovězího masa v České republice za použití ekonometrického modelování. Dále se práce zaměřuje na určení míry nasycení trhu s hovězím masem v ČR.

V práci byly použity metody ekonometrického modelování a byl použit jednorovnicový lineární model pro odhad hlavních determinant spotřeby hovězího masa, dovozu hovězího masa do České republiky a produkce hovězího masa. Pro model spotřeby hovězího masa byly vypočítány koeficienty elasticity pro jednotlivé odhadnuté parametry. Dále byly odhadnuty nelineárními modely Tornquistových funkcí pro výdaje a spotřebu hovězího masa, pomocí kterých lze modelovat spotřebu statku v závislosti na příjmu pro základní, relativně nezbytné a luxusní statky.

V modelu spotřeby hovězího masa byly jako významné determinanty identifikovány výroba hovězího masa, import hovězího masa do ČR, spotřeba hovězího masa zpožděná o 1 období a spotřebitelská cena. Na základě výpočtu koeficientů elasticity spotřeby hovězího masa lze konstatovat, že spotřeba je cenově a příjmově neelastická. V modelu importu byly jako významné determinanty odhadnuty průměrný hrubý příjem a spotřeba zpožděná o jedno období. V modelu produkce hovězího masa byly jako významné determinanty identifikovány spotřebitelská cena v čase  $t-1$ , spotřeba hovězího masa v čase  $t-1$ , stav skotu v čase  $t-1$  a export živých zvířat zpožděný o 1 období. Na základě odhadu Tornquistových funkcí lze konstatovat, že hovězí maso je spotřebiteli vnímáno jako základní statek a ani v jedné příjmové skupině nebylo dosaženo hladiny nasycení trhu.

**Klíčová slova:** Ekonometrická analýza, spotřeba, hovězí maso, determinant spotřeby

# **Analysis of beef consumption determinants in the Czech Republic**

## **Abstract**

The thesis deals with the determination and quantification of the main determinants of beef consumption in the Czech Republic using econometric modeling. Furthermore, the thesis is focused on determining the degree of saturation of the beef market in the Czech Republic.

Econometric modeling methods precisely simple linear model was used to estimate the main determinants of beef consumption, beef import into the Czech Republic and beef production. For the beef consumption model, the elasticity coefficients for the individual estimated parameters were calculated. Furthermore, non-linear models of Tornquist's functions for beef expenditure and consumption have been estimated. The functions can be used for modelling of consumption of basic goods, relatively necessary and luxury goods.

In the beef consumption model, beef production, import of beef into the Czech Republic, beef consumption lagged by one period and consumer price were identified as important determinants. Based on the calculation of the elasticity coefficients of beef consumption, it can be stated that consumption is inelastic in terms of price and income. In the import model, average gross income and consumption lagged by one period were estimated as significant determinants. In the beef production model, consumer price lagged by 1 period, lagged beef consumption at time  $t-1$ , lagged number of cattle at time  $t-1$ , and live animal export lagged by 1 period were identified as significant determinants. Based on these Tornquist's models it can be stated that beef is perceived by consumers as a basic good and level of market saturation has not been achieved in any income group.

**Keywords:** Econometric analysis, consumption, beef meat, consumption determinants



# Obsah

<b>1 Úvod.....</b>	<b>16</b>
<b>2 Cíl práce a metodika .....</b>	<b>17</b>
2.1 Cíl práce .....	17
2.2 Metodika.....	17
2.2.1 Analýza časových řad .....	17
2.2.2 Ekonometrická analýza .....	20
2.2.3 Proces ekonometrického modelování .....	21
2.2.3.1 Fáze formulace modelu.....	21
2.2.3.2 Odhad parametrů LRM.....	23
2.2.3.3 Verifikace modelu .....	24
2.2.3.4 Aplikace ekonometrického modelu .....	35
2.2.4 Tornquistovy funkce .....	36
<b>3 Teoretická východiska .....</b>	<b>38</b>
3.1 Základní ekonomické pojmy zemědělsko-potravinářského trhu.....	38
3.2 Kompilace odborné literatury.....	43
<b>4 Vlastní práce .....</b>	<b>55</b>
4.1 Analýza vybraných časových řad.....	55
4.2 Ekonometrický model vybraných proměnných .....	58
4.2.1 Stacionarita časových řad.....	59
4.2.2 Model spotřeby hovězího masa.....	59
4.2.3 Model dovozu hovězího masa.....	64
4.2.4 Model produkce hovězího masa .....	67
4.2.5 Elasticita spotřeby hovězího masa .....	72
4.3 Tornquistovy funkce.....	74
4.3.1 První Tornquistova funkce.....	74
4.3.2 Druhá Tornquistova funkce .....	76
4.3.3 Třetí Tornquistova funkce.....	77
<b>5 Výsledky a diskuze .....</b>	<b>78</b>
<b>6 Závěr.....</b>	<b>80</b>
<b>7 Seznam použitých zdrojů.....</b>	<b>82</b>
7.1 Tištěné zdroje .....	82
7.2 Elektronické zdroje.....	83

## Seznam obrázků

Obrázek č. 1 - Vývoj homoskedasticity .....	29
Obrázek č. 2 - Vývoj heteroskedasticity .....	29
Obrázek č. 3 - Vyhodnocení DW statistiky .....	31
Obrázek č. 4 - První Tornquistova funkce .....	36
Obrázek č. 5 - Druhá Tornquistova funkce.....	37
Obrázek č. 6 - Třetí Tornquistova funkce.....	37
Obrázek č. 7 - Tvar nabídkové funkce.....	38
Obrázek č. 8 - Tvar poptávkové funkce.....	40
Obrázek č. 9 - Engelova Křivka.....	40

## Seznam grafů

Graf č. 1 - Stav skotu ve světě (tis ks) v roce 2018 .....	43
Graf č. 2 - Vývoj stavů skotu v EU celkem a vybraných zemích (tis. ks).....	46
Graf č. 3 - Vývoj početních stavů skotu v ČR k 1.4. ....	47
Graf č. 4 - Vývoj roční průměrné CZV v jednotlivých kategoriích .....	48
Graf č. 5 - Předpokládané alokace finančních prostředků do jednotlivých oblastí .....	52
Graf č. 6 - Finanční prostředky vynaložené na opatření Přímých plateb v roce 2018.....	53
Graf č. 7 - Vývoj spotřeby hovězího masa v ČR .....	55
Graf č. 8 - Vývoj spotřebitelské ceny hovězího masa v ČR.....	56
Graf č. 9 - Vývoj produkce hovězího masa v ČR.....	56
Graf č. 10 - Bazický index spotřeby a produkce hovězího masa (srovnání s rokem 1993).....	58
Graf č. 11 - Vývoj přímé cenové elasticity HM .....	73

## Seznam tabulek

Tabulka č. 1 - Bazický index spotřeby hovězího masa.....	57
Tabulka č. 2 - Bazický index produkce hovězího masa .....	57
Tabulka č. 3 - Výsledek D-F testu jednotkového kořene .....	59
Tabulka č. 4 - Odhad parametrů rovnice spotřeby HM .....	61
Tabulka č. 5 - Korelační matice rovnice spotřeby HM.....	62
Tabulka č. 6 - VIF hodnoty rovnice spotřeby HM .....	63
Tabulka č. 7 - Odhad parametrů rovnice dovozu HM .....	65
Tabulka č. 8 - Korelační matice rovnice dovozu HM.....	66
Tabulka č. 9 - VIF hodnoty rovnice dovozu HM .....	66
Tabulka č. 10 - Odhad parametrů produkce HM .....	68
Tabulka č. 11 - Odhad parametrů produkce HM po vyloučení proměnných $Import_{t-1}$ , $Export_{t-1}$ , $CZV_{t-1}$ .....	69
Tabulka č. 12 - Odhad parametrů rovnice produkce HM po vyloučení proměnné $Production_{t-1}$ .....	69
Tabulka č. 13 - Autoregresní model spotřeby HM .....	69
Tabulka č. 14 - Autoregresní model produkce HM .....	69

Tabulka č. 15 - Korelační matice rovnice produkce HM.....	71
Tabulka č. 16 - VIF hodnoty rovnice produkce HM.....	71
Tabulka č. 17 - Výsledky D-F testu jednotkového kořene odhadnutých reziduí.....	72
Tabulka č. 18 - Odhad parametrů 1. TQ funkce pro spotřebu HM.....	74
Tabulka č. 19 - Odhad parametrů 1. TQ funkce pro proměnou vydání za HM.....	75
Tabulka č. 20 - Odhad parametrů 2. TQ funkce pro spotřebu HM.....	76
Tabulka č. 21 - Odhad parametrů 2. TQ funkce pro proměnou vydání za HM.....	77
Tabulka č. 22 - Odhad parametrů 3. TQ funkce pro spotřebu HM.....	77
Tabulka č. 23 - Odhad parametrů 3. TQ funkce pro proměnou vydání za HM.....	78

## Seznam použitých zkratk

BMNČ	Běžná metoda nejmenších čtverců
CZIF	Český zemědělský intervenční fond
CZV	Cena zemědělského výrobce
ČR	Česká republika
ČSU	Český statistický úřad
DMNČ	Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
DW test	Darbin – Watson test
EAGF	Evropský zemědělský garanční fond
EAFRD	Evropský zemědělský fond pro rozvoj venkova
ENRF	Evropský námořní a rybářský fond
EU	Evropská unie
HM	Hovězí maso
Kč	Koruna česká
LPIS	Registr půdy (Land Parcel Identification System)
LRM	Lineární regresní model
Např.	Na příklad
Obyv.	Obyvatel
OLS	Ordinary least squares
OPR	Operační program Rybářství
PP	Přímé platby
PRV	Program rozvoje venkova
PUZČ	Předčasné ukončení zemědělské činnosti

SAPS	Jednotná platba na plochu
SOT	Společná organizace trhu
TQ	Tornquistova funkce
Tzv.	Takzvaný
USA	Spojené státy americké
USDA-FAS	US Department of Agriculture - Foreign Agriculture Service
VCS	Dobrovolná podpora vázaná na produkci
VIF	Faktor variační inflace

# 1 Úvod

Hovězí maso patří mezi základní suroviny jak české, tak světové kuchyně a je základem řady pokrmů po celém světě. Největšími světovými producenty hovězího masa jsou USA, Brazílie, EU, Čína a Indie. Světová spotřeba hovězího masa v roce 2018 meziročně stoupla o 1,8 % na 60,7 mil tun. Od roku 1989 a 1990, kdy produkce a spotřeba hovězího masa dosáhla v ČR svého maxima, výrazně klesá. V roce 2018 byla spotřeba hovězího masa na úrovni 8,7 kilogramu na osobu za rok, což představuje pokles ve spotřebě o 56 % oproti roku 1993, kdy spotřeba činila 19,8 kilogramu na osobu za rok. Tento pokles může být způsoben řadou faktorů jako je stoupající cena hovězího masa, vývoj spotřebitelských cen jiných druhů mas, spotřebitelské preference jiných druhů mas nebo změnou ve stravovacích návycích. Velmi zajímavá je také skutečnost, že na rozdíl od jiných druhů mas je Česká republika plně soběstačná na domácí produkci hovězího masa. Soběstačnost v roce 2018 dosáhla výše 121,7 % (pro ilustraci soběstačnost ve vepřovém mase v roce 2017 dosáhla pouze 51,5 %).

Úvodem si práce stanovuje své cíle a základní metodické postupy analýzy časových řad a ekonometrického modelování, za pomoci kterých bude těchto cílů dosaženo. V následující části se práce zabývá teoretickými východisky, které úzce souvisí s trhem potravinářsko-zemědělských komodit a trhem hovězího masa samotného.

Část vlastní práce se zabývá analýzou časových řad vybraných proměnných a ekonometrickým modelováním rovnic spotřeby, dovozu a produkce hovězího masa s cílem identifikovat a kvantifikovat hlavní determinanty spotřeby hovězího masa v České republice. Dále se práce zaměřuje na stanovení hladiny nasycenosti trhu s hovězím masem a to za pomoci odhadu Tornquistových funkcí, které umožňují modelovat spotřebu určitého statku v závislosti na příjmu. V poslední řadě se tato část zaměřuje na výpočet elasticity jednotlivých faktorů, které působí na spotřebu hovězího masa. Ve vlastní práci byla využita data z Českého statistického úřadu, ministerstva zemědělství, FAO (Food Agriculture Organization). K vlastním výpočtům byly využity softwary Gretl pro vlastní ekonometrické modelování v doplnění Microsoft Excel pro řadu výpočtů, které není možné v softwaru Gretl provést.



V kapitole výsledky a diskuze se práce zabývá výsledky získanými za pomoci ekonometrických modelů a také jejich komparací s odbornými články se stejným zaměřením.

## **2 Cíl práce a metodika**

### **2.1 Cíl práce**

Cílem práce je identifikace a kvantifikace vlivu hlavních determinant spotřeby hovězího masa v ČR. Dílčími cíli jsou posouzení vývoje spotřeby a dalších významných faktorů této komodity v čase a nalezení hladiny nasycenosti ve spotřebě hovězího masa.

### **2.2 Metodika**

Teoretická část práce bude zaměřena na kompilaci informací z dostupných vědeckých zdrojů. Ve vlastní práci bude využito grafické metody pro posouzení vývoje jednotlivých ukazatelů v čase, indexní analýzy a následně bude využito ekonometrického modelování k potvrzení či vyvrácení stanovených předpokladů o vlivu ekonomických faktorů na spotřebu hovězího masa.

#### **2.2.1 Analýza časových řad**

##### **Trendové funkce**

Dle Svatošové, Káby (2008) je základním prostředkem statistické analýzy a prostředkem analýzy dynamiky hromadných jevů časová řada, v níž jednotlivé úrovně závislé proměnné veličiny  $y$  jsou považovány za funkce času. Časová řada je obvykle definována jako množina pozorování kvantitativní charakteristiky uspořádaná v čase. Při analýze časových řad se nejčastěji vychází z předpokladu, že uvažovaná časová řada obsahuje následující složky:

**Trend** charakterizuje dlouhodobou celkovou a hlavní tendencí časové řady.

**Periodická složka** je důsledkem působení periodicky se opakujících faktorů na sledovaný jev, který se projevuje periodickými výkyvy ukazatelů časové řady kolem trendu.

**Náhodné kolísání**, které je vyvoláno působením vedlejších faktorů náhodného charakteru, které se projevují drobnými, nepravidelnými nebo ojedinělými výkyvy časové řady, které není možno předvídat.

Proces utváření hodnoty daného ukazatele v čase je možné vyjádřit pomocí následujícího **aditivního modelu**:

$$y_t = T_t + S_t + P_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Kde  $T_t$  je trendová složka,

$S_t$  je sezónní složka,

$P_t$  značí periodickou složku,

$\varepsilon$  vyjadřuje náhodnou (reziduální) složku.

Vztah mezi složkami časové řady může být také charakterizován vzájemným násobením těchto složek a tento vztah lze vyjádřit **multiplikativním modelem**:

$$y_t = T_t * S_t * P_t * \varepsilon_t \quad (2)$$

Praktické rozlišení modelu aditivního od multiplikativního není jednoduché. Orientačním vodítkem může být grafická analýza hodnot časové řady. Jestliže periodická kolísání kolem trendu mají přibližně stálou relativní amplitudu, doporučuje se využít aditivní model. Pokud velikost periodických kolísání je úměrná velikosti trendu, doporučuje se využít multiplikativního modelu.

### **Vyrovnaní neperiodických časových řad**

Hlavním úkolem při analýze neperiodických časových řad je vystižení základní tendence jejich vývoje, jinými slovy stanovení jejich trendu. Metody, kterými se trend určuje, se nazývá vyhlazení časových řad, pod čímž rozumíme nahrazení časové řady empirických hodnot řadou hodnot bez periodického a náhodného kolísání. Dvěma nejčastěji používanými postupy pro vyhlazení časových řad jsou **mechanické vyrovnaní metodou klouzavých průměrů** a **analytické vyrovnaní**.

Literatura uvádí, že správný výběr trendové funkce je podmíněn znalostí, která z použitých funkcí nejlépe vystihuje vývoj sledované veličiny v minulosti a také znalostí objektivních tendencí vývoje této veličiny v budoucnosti. Jako pomocný prostředek pro volbu trendové funkce se doporučuje provést grafickou analýzu pozorovaných hodnot sledované veličiny.

Vzhledem k nepřesnosti a subjektivitě grafické analýzy se doporučuje její rozšíření o exaktnější prostředky, jako na příklad analýza dynamických vlastností funkcí a výsledků pozorování. V praxi se výběr trendové funkce provádí většinou empiricky, kdy se strukturální parametry trendových funkcí odhadnou pomocí metody nejmenších čtverců. Při této metodě požadujeme, aby součet čtverců odchylek jednotlivých hodnot časové řady od trendu byl minimální:

$$\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2 = \min \quad (3)$$

$y_t$ ..... pozorované hodnoty časové řady  
 $y'_t$ ..... teoretické (očekávané) hodnoty časové řady

Míru shody modelu s empirickými údaji je možné ověřit prostřednictvím **indexu determinace**:

$$I^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (4)$$

$\bar{y}$  ..... aritmetický průměr empirických hodnot časové řady.

Dalším ukazatelem, který vyjadřuje míru shody modelu s chováním časové řady je **index korelace**:

$$I = \sqrt{I^2} \quad (5)$$

Kromě výše uvedeného je vhodné otestovat **významnost parametrů** trendových funkcí.

### **Indexní analýza**

Dle Svatošové a Káby (2008) je indexní analýza důležitou součástí analýz sociálně ekonomických ukazatelů. Pomocí této analýzy provádíme porovnávání ukazatelů, které se liší z hlediska věcného, prostorového nebo časového. Porovnání lze provádět buď pomocí rozdílu, kdy se získaná hodnota se nazývá **absolutní rozdíl (přírůstek) ukazatele**. Podílem hodnot téhož ukazatele získáme **index**.

Porovnání můžeme provést použitím tzv. **bazických indexů**, kdy porovnáváme hodnoty ukazatele vzhledem ke stejnému období (bázi):

$$I_{i/o} = \frac{q_i}{q_0} \quad (6)$$

$$\text{Absolutní přírůstek je možné vyjádřit rozdílem } \Delta = q_i - q_0 \quad (7)$$

**Řetězové indexy** porovnávají hodnoty ukazatele vzhledem k období předchozímu, tedy mají měnicí se základ. Řetězové indexy charakterizují tempo růstu (poklesu) daného ukazatele a používá se pro ně také název **koeficient růstu**.

$$I_{i/i-1} = \frac{q_i}{q_{i-1}} \quad (8)$$

$$\text{Absolutní přírůstek je možné vyjádřit vztahem } \Delta = q_i - q_{i-1} \quad (9)$$

Velmi často se také využívá **průměrný koeficient růstu**, který je vyjádřený jako geometrický průměr jednotlivých koeficientů růstu a je možné ho vypočítat pomocí následujícího vztahu:

$$\bar{k} = \sqrt[n]{\frac{q_1}{q_0} \frac{q_2}{q_1} \frac{q_3}{q_2} \dots \frac{q_n}{q_{n-1}}} = \sqrt[n]{\frac{q_n}{q_0}} \quad (10)$$

### 2.2.2 Ekonometrická analýza

Hušek charakterizuje ekonometrii jako ekonomickou disciplínu zabývající se kvantifikací ekonomických vztahů a závislostí. Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a informatiky k měření a testování ekonomických a společenských jevů (Hušek, 1999). Dle Hančlové (2012) je předmět ekonometrie poměrně široký a zahrnuje následující oblasti:

- matematickou a statistickou formulaci ekonomické teorie pomocí modelového přístupu, tedy ekonometrického modelování
- rozvoj ekonomické teorie spočívající v navrhování a modifikaci odhadových a testovacích metod i výpočetních technik, vhodných pro ekonometrické modely
- aplikaci ekonometrických modelů a metod v jednotlivých oblastech ekonomické teorie a praxe (aplikované ekonometrie)

Dle Ramanathana (2002) se ekonometrie soustřeďuje na následující oblasti:

- odhadování ekonomických vztahů
- porovnání ekonomické teorie s realitou a testování hypotéz o ekonomickém chování
- předvídání chování ekonomických proměnných

### 2.2.3 Proces ekonometrického modelování

Model je obecně jakékoliv zobrazení skutečného jevu, kterým je reálný systém nebo proces. Skutečný jev je reprezentován modelem, aby ho vysvětlil, předpověděl jeho chování a umožnil jeho řízení. Mezi nejdůležitější modely patří věcně logické, fyzikální, geometrické a algebraické (Bielik a kol., 1996).

Metodologický postup ekonometrického modelování můžeme dle Hančlové rozdělit do následujících etap (Hančlová, 2012):

- **formulace modelu: ekonomická**, kterou Hušek nazývá jako formulace základní hypotézy (Hušek, 1999), **matematická, ekonometrická**
- **sběr a analýza dat**
- **odhady parametrů modelu**
- **verifikace modelu: statistická, ekonometrická, ekonomická**
- **využití odhadnutého modelu**: analýza zkoumaného jevu, jeho simulace, predikce a optimální řízení

#### 2.2.3.1 Fáze formulace modelu

Ve fázi **formulace ekonomického modelu** se dle Hančlové (2012) zabýváme zjednodušením reality zkoumaného problému, což představuje následující aktivity:

- stanovení předmětu zkoumání
- klasifikace ekonomických veličin
- vymezení a verbální popis vazeb a vztahů mezi veličinami ve zkoumaném systému
- formulace výchozí základní hypotézy či tvrzení o chování ekonomických veličin

**Formulace matematického modelu** zahrnuje následující kroky (Hančlová, 2012):

- vymezení klíčových proměnných v modelu
- transformace ekonomického modelu do analytické formy funkčního předpisu

- stanovení očekávaných pozitivních respektive negativních vztahů nebo dalších omezení pro parametry modelu

Výsledkem předchozích činností může být dle Hančlové (2012) například lineární model závislé proměnné  $Y_t$ , na nezávislé proměnné  $X_t$ , ve formě:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t, \quad (11)$$

kde  $y_t$  představuje závislou (jinými slovy vysvětlovanou, endogenní proměnou),  $x_t$  je nezávislá proměnná (vysvětlující, exogenní) a parametry  $\beta$  představují regresní koeficienty (Hančlová, 2012).

Poslední fází formulace je dle Hančlové (2012) **vytvoření ekonometrického modelu**. Toto provedeme zavedením do deterministického modelu stochastické proměnné  $u_t$  (neboli náhodné složky), kterou budou stanoveny hypotézy o charakteru rozložení této poruchy (Hančlová, 2012).

Při volbě tvaru modelu se dle Huška rozhodujeme pro jeden ze tří typů modelů (Hušek, 1999):

**Jednorovnicový model** má charakter stochastického regresního modelu vyjadřující jednu vysvětlovanou endogenní proměnnou v závislosti na jedné nebo několika vysvětlujících měřitelných exogenních či zpožděných endogenních proměnných a na neměřitelné náhodné složce  $u$ .

**Více rovnicový model nezávislých rovnic**, z nichž každou je možné zkoumat odděleně jako jednorovnicový model nebo lze přistupovat jako k soustavě vícerozměrného regresního modelu.

**Simultánní model**, tvořený vzájemně závislých stochastických i nestochastických rovnic. Simultánní charakter modelu spočívá v tom, že nezpožděné endogenní proměnné vystupují v jednotlivých rovnicích modelu současně jak ve funkci vysvětlovaných, tak i vysvětlujících proměnných.

Hančlová (2012) uvádí, že po formulaci ekonometrického modelu následuje etapa sběru a analýzy adekvátních dat. Existuje celá řada zdrojů a databází, ale musíme vycházet z veličin, které nebudou zahrnovat chyby v datech případně ve způsobu jejich měření. Ekonometrická analýza může vycházet z modelů zahrnujících:

- pouze časové řady (časová analýza)
- pouze průřezová data (průřezová analýza)
- kombinaci průřezových a časových souborů (analýza panelových dat)

V další fázi je nutné vybrat vhodnou **metodu odhadu strukturálních parametrů**. Vhodná metoda se vybírá na základě charakteristiky ekonometrického modelu, vlastností časových řad, složitosti modelového systému, softwarového vybavení a dalších. Metody rozdělujeme do dvou základních skupin (Hančlová, 2012):

- **metody s omezenou informací** (na příklad metoda nejmenších čtverců)
- **metody s úplnou informací** (třístupňová metoda nejmenších čtverců)

### 2.2.3.2 Odhad parametrů LRM

Dle Cipry (2013) je metoda nejmenších čtverců nejčastější přístup k odhadu parametrů lineárního regresního modelu. Pro dosažení nejlepšího, konzistentního a nestranného modelu musí model dle Hančlové (2012) naplňovat následující předpoklady:

- lineární regresní model  $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$  je lineární ve svých parametrech
- hodnoty  $X_i$  jsou fixní, tj.  $X_i$  není stochastická veličina
- splnění předpokladu homoskedasticity (neměnicí se rozptyl náhodné složky)
- nepřítomnost autokorelace náhodné složky
- náhodná složka má normální rozdělení
- správná specifikace regresního modelu

Cílem běžné metody nejmenších čtverců je odhad parametrů, který minimalizuje součet čtverců odchylek teoretických hodnot endogenní proměnné, od jejich skutečných hodnot.

## Kritérium BMNČ

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2, \text{ kde} \quad (12)$$

$y_t$ .....skutečná hodnota endogenní proměnné v čase t

$\hat{y}_t$ .....teoretická hodnota endogenní proměnné v čase t

Vzorec pro odhad parametrů modelu při splnění výše uvedených předpokladů a kritéria pro BMNČ je následující:

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y, \text{ kde}$$

$\gamma$ .....vektor odhadovaných parametrů

$X$ .....matice napozorovaných hodnot

$y$ .....vektor napozorovaných hodnot vysvětlované proměnné

Vyjádření soustavy rovnic pomocí maticového zápisu:

$$\begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \gamma_{n=} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{21} & x_{k1} \\ 1 & x_{22} & x_{k2} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & x_{2n} & x_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_{n=} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ u_{n=} \end{bmatrix}$$

$Y$ ..... sloupcový vektor n pozorování hodnot vysvětlované proměnné

$X$ .....matice n x k napozorovaných hodnot vysvětlujících proměnných

$U$ .....sloupcový vektor n hodnot nepozorovatelné náhodné složky

$\beta$ .....sloupcový vektor k neznámých parametrů

### 2.2.3.3 Verifikace modelu

Poslední fází je dle Hančlové (2012) verifikace odhadnutého modelu. Verifikace modelu představuje ověření validity ve třech úrovních:

- statistická verifikace
- ekonometrická verifikace
- ekonomická verifikace



**Statistickou verifikací** se rozumí ověření statistické reálnosti jednotlivých odhadnutých parametrů a provádí se pomocí F-testu (Hančlová, 2012). Hušek (1999) uvádí, že statistická verifikace, kromě reálnosti odhadnutých strukturálních parametrů, ověřuje i reálnost celého modelu. Statistická verifikace je založena na statistických kritériích (statistických testech), které ověřují významnost výsledků kvantifikace získaných z jednoho výběru pozorování na základě statistické indukce. Mezi nejčastěji používaná kritéria statistické verifikace patří standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficient vícenásobné determinace a dále t a F testy statistické významnosti odhadů.

**Koeficient vícenásobné determinace** dle Hančlové (2012) vyjadřuje stupeň vysvětlení celkové změny vysvětlované proměnné y regresí, tedy působením lineárního vztahu vysvětlující proměnné a je dán následujícím vztahem a nabývá hodnot od 0 – 100 %:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (13)$$

**TSS neboli úplný součet čtverců** je dán vztahem:

$$TSS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (14)$$

Úplný součet čtverců je možné rozložit na dvě složky:

**Reziduálním součtem čtverců**, který je dán vztahem:

$$RSS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (15)$$

**ESS neboli vysvětleným součtem čtverců**, který je dán vztahem:

$$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad (16)$$

### Statistická významnost jednotlivých parametrů a vhodnost celého modelu:

Dle Hančlové (2012) principy testování hypotéz vycházejí ze statistické teorie testování hypotéz a lze je shrnout do tří základních kroků:

- formulace nulové hypotézy ( $H_0$ ) a alternativní hypotézy ( $H_1$ )
- výpočet testovací statistiky
- rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy pro stanovenou hladinu významnosti  $\alpha$ . Tato fáze představuje nalezení testovací statistiky za předpokladu platnosti  $H_0$ , volba hladiny významnosti, stanovení kritické hodnoty a porovnání vypočtené statistiky s kritickou hodnotou. Statistický test je možné provést pomocí kritického oboru testovací statistiky, pomocí intervalu spolehlivosti nebo prostřednictvím p-hodnoty.

Statistickou významnost jednotlivých strukturálních parametrů můžeme posoudit pomocí **t-testu**. Pro posouzení statistické významnosti byly stanoveny níže uvedené hypotézy:

$H_0$  = parametr není statisticky významný

$H_1$  = parametr je statisticky významný

Pro posouzení platnosti nulové hypotézy porovnáváme vypočtenou p – hodnotu porovnáváme s hladinou významnosti  $\alpha$ . Pokud je hodnota  $p < \alpha$ , potom zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a tedy platí alternativní hypotéza  $H_1$ , která říká, že strukturální parametr je statisticky významný.

Obdobně pomocí **F – testu (Fisherova testu)** ověřujeme vhodnost modelu jako celku. Pro ověření vhodnosti jsme stanovili níže uvedenou nulovou a alternativní hypotézu:

$H_0$  = model není vhodný jako celek

$H_1$  = model je vhodný jako celek

Pro posouzení platnosti nulové hypotézy porovnáváme vypočtenou p – hodnotu s hladinou významnosti  $\alpha$ . Pokud je hodnota  $p < \alpha$ , potom zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  a tedy platí alternativní hypotéza  $H_1$ , která říká, že model je vhodný jako celek.

**Ekonometrická verifikace** modelu představuje ověření podmínek nezbytných k úspěšné aplikaci použitých ekonometrických metod, testů a dalších technik. V rámci ekonometrické verifikace testujeme vlastnosti náhodné složky z hlediska normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem. Další součástí ekonometrické verifikace je test stability odhadnutých regresních koeficientů, test heteroskedasticity, autokorelace reziduí a test multikolinearity. Při zjištění jakýchkoli nedostatků při testování ekonometrické verifikace se vracíme k fázi formulace modelu a úpravě datových souborů.

### **Test hlediska normálního rozdělení**

O normálním modelu hovoříme v případě, kdy reziduální složky modelu jsou normálně rozdělené pro všechna  $t$  (nulová střední hodnota a konstantní rozptyl). Jedním z používaných testů pro verifikaci normálního rozdělení náhodné složky je Jarque-Bera test, který bývá běžnou součástí statistických a ekonometrických softwarů. (Cipra, 2013).

Pro test normality byly stanoveny následující hypotézy:

$H_0$ : předpoklad normality reziduí v modelu není porušen

$H_1$ : předpoklad normality reziduí  $y$  v modelu je porušen

### **Test Heteroskedasticity**

Podmínka klasického lineárního regresního modelu v sobě zahrnuje především požadavek **konečného a konstantního rozptylu náhodných složek, a tudíž i reziduí modelu**, který **označujeme jako homoskedasticitu**, v opačném případě se jedná o **heteroskedasticitu** (Hušek, 1999).

O heteroskedasticitě se dle Cipry (2013) hovoří v případě porušení předpokladu homoskedasticity  $\text{var}(\varepsilon_x) = \sigma^2$ . Jinými slovy, jestliže reziduální složky nemají konstantní rozptyl. Podobně Hančlová (2012) definuje rozptyl náhodné složky, který se mění spolu s  $X_i$  jako heteroskedastický.

Existuje řada testů pro zjišťování heteroskedasticity, např. Breusch-Paganův nebo Whitův test heteroskedasticity.

Dle Huška (1999) má **heteroskedasticita následující příčiny:**

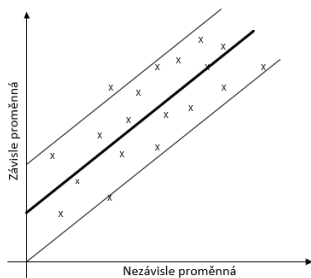
- chybná specifikace modelu, spočívající ve vynechání některé z podstatných vysvětlujících proměnných
- mikroekonomická průřezová data nabývají značně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru pozorování, tedy rozptyl vysvětlované proměnné (a tím i reziduí) je často funkcí některé vysvětlující proměnné
- při výskytu chyb měření dochází k jejich kumulaci s rostoucí hodnotou vysvětlované proměnné a tím se zvětšuje její rozptyl i rozptyl reziduí
- pokud jsou k odhadu parametrů modelu použity například skupinové průměry, vypočtené z tříděných údajů, namísto původních pozorování

Heteroskedasticitu můžeme detekovat grafickým rozpoznáním pomocí grafů. Tato metoda je ale použitelná, jen pokud známe příčinu heteroskedasticity, což není v praxi časté. Přítomnost heteroskedasticity lze také ověřit řadou formálních statistických testů. Jedním z nejčastěji používaných testů je Whiteův test. **Pokud je v modelu přítomna, má následující důsledky:**

- odhad  $b$  zůstává nestranným a konzistentním odhadem, ale není nejlepším mezi nestrannými lineárními odhady parametrů  $\beta$
- odhad  $s^2$  není obecně nestranným odhadem  $\sigma^2$
- nelze použít standardní postup pro výpočet rozptylové matice odhadu  $b$ , použití standardních vzorců může vést ke zcela chybným závěrům
- chyba odhadnutého interceptu (je-li odhadnuta dle  $S_{bb} = s^{2*}(X'X)^{-1}$ ) bývá obvykle nadhodnocena
- chyba odhadnutého regresoru, který lineárně ovlivňuje směrodatnou odchylku reziduí (je-li odhadnuta dle  $S_{bb} = s^{2*}(X'X)^{-1}$ ) bývá obvykle podhodnocena

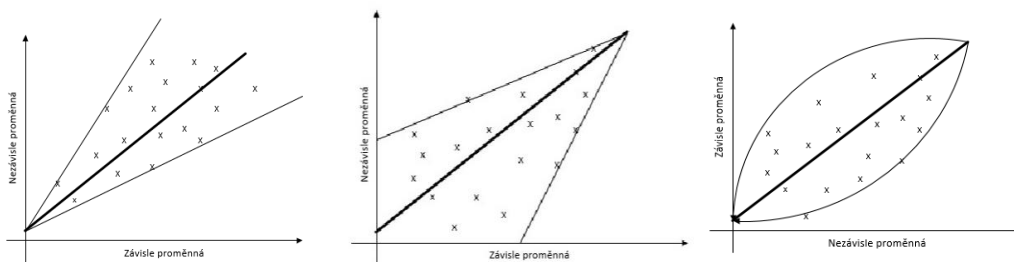
Pokud známe příčiny heteroskedasticity, lze je modelově zvládnout. Někdy nás charakter modelu opravňuje vzít za hodnoty  $z_t$  přímo hodnoty jednoho z regresorů modelu. V praxi ale obvykle příčiny heteroskedasticity neznáme, proto můžeme využít iterační aplikaci dvoustupňového odhadu nebo v praxi více využívaný jednodušší postup aplikace logaritmické či jiné transformace na proměnné tak, aby došlo k redukci jejich velikosti včetně redukce případných extrémních hodnot, které mohou heteroskedasticitu způsobovat.

**Obrázek č. 1 - Vývoj homoskedasticity**



Zdroj: Vlastní zpracování

**Obrázek č. 2 - Vývoj heteroskedasticity**



Zdroj: Vlastní zpracování

Pro testování heteroskedasticity byly stanoveny následující hypotézy:

$H_0$ : předpoklad heteroskedasticity v modelu není porušen

$H_1$ : předpoklad heteroskedasticity v modelu je porušen

### Test autokorelace reziduí

Hušek (1999) uvádí, že autokorelace je chápána jako závislost nikoli mezi dvěma nebo několika proměnnými, nýbrž mezi posloupností hodnot jedné proměnné, uspořádaných v čase, někdy i v prostoru. K porušení předpokladu nekorelovaných reziduí dochází často tak, že regresní model je kvantifikovaný pomocí časových řad a vykazuje tzv. autokorelovanost reziduí, kdy reziduální složka je korelována se svými zpožděnými a budoucími hodnotami. Příčiny autokorelovanosti mohou být následující (Cipra, 2013):

- v systematické části modelu chybí některé regresory, jejichž časové řady vykazují autokorelovanost, která se přesouvá do reziduální složky
- pozorování  $y_s$  a  $y_t$  mají společného něco navíc, než jen systematickou složku modelovanou pomocí  $x_s\beta$  a  $x_t\beta$

- mezi regresory měly být zařazeny zpožděné proměnné hodnoty vysvětlované či vysvětlující proměnné
- funkcionální regresní vztah je nelineární místo použité lineární aproximace

Dle Huška (1999) jsou **příčiny a důsledky autokorelace** následující:

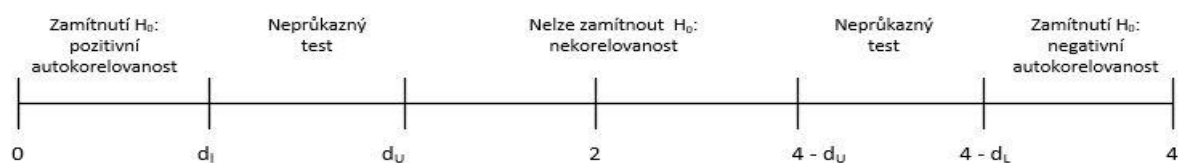
- většina časových řad ekonomických veličin vykazuje značnou setrvačnost, takže jejich pozorování za několik po sobě jdoucích období nejsou nezávislá, nýbrž sériově zkorelovaná. Vynechání takových, byť ne příliš podstatných proměnných při specifikaci ekonometrického modelu vede dle Huška (1999) ke vzniku specifikační chyby, která se projeví obvykle pozitivní autokorelací náhodných složek modelu. Někdy se tento příklad nazývá **kvaziautokorelací**.
- chybná či nepřesná specifikace náhodné matematické formy modelu, spočívající v hrubé aproximaci například kvadratické nebo nelineární funkční závislosti lineárním vztahem. Specifikační chyba tohoto druhu se stává součástí náhodné složky.
- v dynamické ekonometrické analýze vyvolává autokorelaci použití různým způsobem zpožděných vysvětlujících proměnných. Zpožděné hodnoty exogenních proměnných, které vyjadřují jejich posunutý nebo do několika období rozložený vliv, stejně jako vysvětlující zpožděné endogenní proměnné v autoregresních vztazích jsou příčinnou toho, že náhodné složky jsou sériově závislé.
- odhad modelu z dat, obsahujících zprůměrované, vyrovnané, interpolované či extrapolované údaje. Všechny tyto úpravy dat mohou systematicky ovlivňovat náhodné složky a způsobovat jejich vzájemnou závislost v různých pozorováních.

Jedním z používaných testů autokorelace je Darbin-Watson test autokorelovanosti reziduí, pomocí kterého je možné testovat autokorelace prvního řádu. Testová statistika má tvar:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^t (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^t \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (17)$$

Závěry, které lze učinit pro testovanou nulovou hypotézu  $H_0: \rho = 0$  jsou zahrnuty do níže uvedeného obrázku:

**Obrázek č. 3 - Vyhodnocení DW statistiky**



Zdroj: Cipra, 2013

V kontextu regresních modelů se dnes v ekonometrických softwarech nabízí především Breusch – Godfreyův test autokorelace reziduí. Důsledky ignorace autokorelace reziduí v modelu jsou následující:

- odhad  $b$  zůstává za příslušných předpokladů nestranným a konzistentním odhadem parametrů  $\beta$ , ale není obecně nejlepší mezi lineárními odhady parametrů  $\beta$
- nelze použít standardní postup pro výpočet rozptylové matice odhadu  $b$
- speciálně v případě pozitivní autokorelovanosti reziduí standardní OLS-odhady směrodatných odchylek odhadnutých parametrů bývají podhodnoceny, což může vést v daném modelu k nesprávné prezentaci některých parametrů jako významných.
- standardní OLS-odhad směrodatné odchylky reziduální složky bývá podhodnocen, což vede k nadhodnocení koeficientu determinace (model může být neoprávněně přijat jako celek)

Řada autorů dle Cipry (2013) doporučuje považovat autokorelovanost reziduí za důsledek chybně podchycené dynamizace modelu a doporučují tedy použití dynamických modelů před dalšími metodami, jako na příklad Cochran-Orcuttovou metodou (a jí příbuzných metod) využívající Koyckovy transformace, při níž se v čase  $t$  odečítá od regresní rovnice předpis této rovnice pro čas  $t-1$  vynásobený konstantou  $\rho$ , a to protože tyto metody kladou velmi silná omezení na strukturu modelu.

Pro Breusch- Godfreyův test autokorelace reziduí byly stanoveny následující hypotézy:

$H_0$ : předpoklad autokorelace v modelu není porušen

$H_1$ : předpoklad autokorelace v modelu je porušen

## Stacionarita časových řad

Dle Cipry (2013) lze říci, že stacionární časová řada je stochasticky ustálená. Při ekonometrickém modelování by měly být využity stacionární časové řady, v opačném případě může dojít k tzv. zdánlivé regresi. Chování časové řady by mělo být stochasticky ustálené a její kovarianční struktura musí být neměnná v čase. Stacionaritu časové řady lze testovat na příklad použitím rozšířeným Dickey-Fullerovým testem. Nulová hypotéza stanovená pro tento test je následující:

$H_0$ : Časová řada je nestacionární

Stochastický proces lze nazvat stacionární, pokud jsou charakteristiky náhodných veličin v čase neměnné.

## Multikolienarita

V některých případech ekonometrické praxe mohou být dle Cipry (2013) sloupce regresní matice  $X$  lineárně závislé (ve smyslu lineární závislosti). Tento stav se nazývá **perfektní multikolienarita**. Častějším případem je případ lineární závislosti sloupců regresní matice  $X$ . To znamená, že matice  $X'X$  má determinant blízký nule, proto lze numericky obtížně invertovat (v terminologii numerické matematiky se tento stav nazývá špatně podmíněná matice). Důsledkem tohoto faktu je nemožnost konstrukce základního OLS-odhadu nebo nemožnost použití odhadnutých parametrů z důvodu vysokých rozptylů. Statistické hledisko popisuje multikolienaritu jako vysokou vzájemnou korelovanost regresorů. Nejjednodušším příznakem multikolienarity je vysoká hodnota (kladná nebo záporná) výběrového korelačního koeficientu mezi dvěma nebo více regresory. Dle Huška (1999) vysoký stupeň multikolienarity se projevuje především v tom, že se snižuje přesnost odhadů regresních koeficientů, získaných z jednoho konkrétního výběru, v důsledku vysokých standardních chyb odhadované funkce OLS. Odhady však zůstávají nestranné a vydatné. Cipra (2013) zdůrazňuje, že korelovanost mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou se za multikolienaritu nepovažuje a je žádoucím jevem.

Hušek (1999) uvádí, že nejčastějšími **příčinami multikolienarity** jsou:

- tendence časových řad ekonomických ukazatelů, zejména makroúdatů vyvíjet se stejným směrem, přičemž vykazují i obdobné přírůstky
- neexperimentální charakter disponibilních dat i při průřezové analýze



- zahrnutí do množiny vysvětlujících proměnných různě zpožděných hodnot endogenních i exogenních proměnných, které jsou většinou silně z Korelovány
- neošetřené použití tzv. nula-jednotkových (dummy) vysvětlujících proměnných. Úplná lineární závislost jednotkového sloupce pozorování zvláštní vysvětlující proměnné u úrovně konstanty modelu a některých sloupců matice X, obsahuje pouze nuly a jednotky, je způsobena chybnou specifikací modelu, zahrnujícího umělé vysvětlující proměnné

Jednou z běžných metod zjišťování přítomnosti multikolinearity je **posuzování výběrových hodnot párových korelačních koeficientů** vysvětlujících proměnných. Obecně se pokládá multikolinearita za neúnosnou, dosáhne-li některý z jednoduchých koeficientů korelace **absolutní hodnoty větší než 0,8** (Hušek, 1999).

Dle Cipry (2013) párové korelační koeficienty upozorňují na možnou multikolinearitu mezi 2 vysvětlujícími proměnnými, ale neupozorňují na multikolinearitu mezi více vysvětlujícími proměnnými najednou. To je možné identifikovat prostřednictvím **faktoru variační inflace (VIF)**:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{xi}^2} \quad (18)$$

Čím vyšší je faktor změny variability, tím vyšší je závislost vysvětlující proměnné na ostatních faktorech. Za silnou multikolinearitu je považována  $VIF_i > 10$

Cipra (2013) doporučuje níže uvedené postupy pro modely s multikolinearitou:

- ignorování multikolinearity (regresní model může být adekvátní i v případě multikolinearity)
- vynechání vysvětlujících proměnných způsobujících multikolinearitu (tento postup může narušit finančně-ekonomickou interpretaci modelu)
- transformace některých vysvětlujících proměnných (centrování odečtením výběrového průměru, normování centrovaných veličin na jednotkovou směrodatnou odchylku, přechod k diferencím, přechod k odchylkám od odhadnutého trendu, nahrazení korelovaných regresorů jejich poměrem)

- rozšíření datového souboru
- použití apriorní informace (vzhledem ke kontextu někdy máme k dispozici informace o konstruovaném modelu)
- metoda hlavních komponent (přechod k malému počtu takových lineárních kombinací původních regresorů, které jsou vzájemně ortogální, takže využívají co nejefektivněji původní informaci o vysvětlující straně modelu)

### **Test stability modelu**

Důležitým předpokladem specifikace modelu je jeho stabilita, která spočívá dle Cipry (2013) v neměnnosti použitých parametrů. Tento předpoklad je v praktické ekonometrii neudržitelný a je často nutné odlišit datové segmenty vyžadující rozdílnou modelovou strukturu.

Jedním ze způsobů zjišťování stability modelu je statistické testování. Nejčastěji se používají testy typu CUSUM nebo Chowovy testy, které umožňují rozpoznání či potvrzení existence datových segmentů, kterým v příslušném modelu odpovídají odlišné parametrické hodnoty. V takových případech můžeme postupovat následujícím způsobem:

- Odhadnout jednotlivé segmenty každý zvlášť
- Dodat do jednotlivých segmentů další vysvětlující proměnné (obvykle dummy proměnné) a odhadovat všechny segmenty najednou pomocí jediného modelu

### **Testování špatné funkční formy a opomenutí podstatných proměnných**

Dle Hančlové (2012) je možné testovat opomenutí významné proměnné nebo špatné funkční formy pomocí testu RESET (**RE**gression **S**pecification **E**rror **T**est). Tento test předpokládá, že použití špatné funkční formy nebo nezahrnutí významných proměnných vede k zahrnutí těchto informací do reziduální složky. Základní myšlenkou RESET testu je, že se do deterministické části původního zkoumaného regresního modelu doplní odhadnutá predikovaná proměnná ve formě druhé a třetí mocniny a dále se zkoumá, zda došlo k výraznému zvýšení koeficientu determinace. Pokud ano, tak je původní model špatně specifikován a na základě analýzy reziduální složky koeficientu determinace lze usoudit, zda se jedná o špatnou funkční formu nebo absenci podstatné vysvětlující proměnné.

Poslední fází je **ekonomická verifikace** odhadnutých regresních parametrů i celého modelu. V rámci ekonomické verifikace provádíme ekonomickou interpretací odhadnutých regresních parametrů a sledujeme soulad s očekáváním ohledně znamének na základě předpokladů ekonomické teorie (Hušek, 1999).

#### 2.2.3.4 Aplikace ekonometrického modelu

Dle Huška (1999) je možné odhadnutý ekonometrický model aplikovat v řadě oblastí:

- kvantifikace a verifikace ekonomických hypotéz na makroúrovni
- zkoumání mikroekonomických vztahů (jako na příklad poptávka, důchod, cena, spotřeba) na mikroúrovni
- analýza vývoje v chování zkoumaného systému (nazývaná také aplikací modelu *ex post*), která spočívá v interpretaci a testování významu odhadnutých parametrů i modelu jako celku, jejímž cílem je ověření shody závěrů, plynoucích z odhadnutého modelu, s výchozí ekonomickou hypotézou
- předpověď budoucích hodnot vysvětlovaných proměnných

Předpověď budoucích hodnot vysvětlovaných proměnných neboli aplikace modelu *ex ante*, slouží k odhadu hodnot endogenních proměnných pomocí odhadnutého modelu v období mimo interval pozorování. Předpokladem je ovšem znalost očekávaných hodnot vysvětlujících proměnných v období predikce, přičemž analytický přístup (matematický tvar) i odhady parametrů v čase jsou stabilní. Před vlastní aplikací ekonometrického modelu k prognostickým účelům je nutno testovat predikční schopnost modelu. Všeobecně neplatí, že model vyhovující kritériím verifikace v období pozorování je automaticky vhodný pro předpověď. (Hušek, 1999).

Jednou z prognostických metod je tzv. bodová prognóza na základě trendových funkcí. Pro výpočet prognózovaných budoucích hodnot se využívá následujícího vztahu:

$$t = T + h \tag{19}$$

T...délka časové řady

h...prognostický horizont

## 2.2.4 Tornquistovy funkce

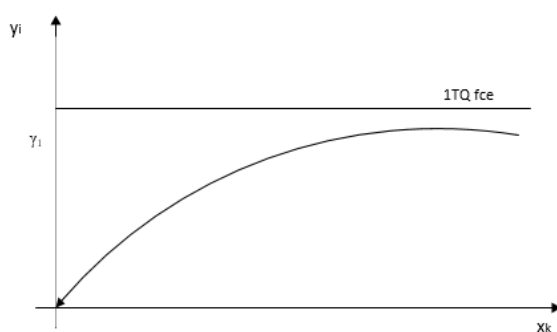
Pro zkoumání spotřeby různých statků v závislosti na příjmu se používají Tornquistovy funkce. Tornquistovy funkce splňují některé ze tří tzv. Engelových požadavků neboli požadavků na Engelovy funkce (Tvrdoň, 2001):

- funkce musí dávat vyjádření tzv. počáteční úrovně, neboli výše příjmu, pod kterou se poptávka po určitém výrobku vůbec nevyskytuje
- funkce musí sledovat tendenci směřující k nasycenosti, která má probíhat asymptoticky, ale může se projevit i poklesem poptávky po daném výrobku při dalším růstu příjmů
- při libovolném příjmu nesmí vyjadřovat záporné výdaje

**První Tornquistova funkce** má největší význam ve zkoumání potravin a také se používá pro zkoumání spotřeby výrobků, které mají původ v zemědělství, a to především základních potravin. Tato funkce splňuje druhý požadavek na Engelovy funkce, její pružnost je menší než jedna a je s rostoucím příjmem klesající. První Tornquistova funkce umožňuje zjištění míry nasycení poptávky, která je uvedena pomocí parametru  $\gamma_1$ .

$$y_i = \gamma_1 \frac{x_k}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (20)$$

Obrázek č. 4 - První Tornquistova funkce

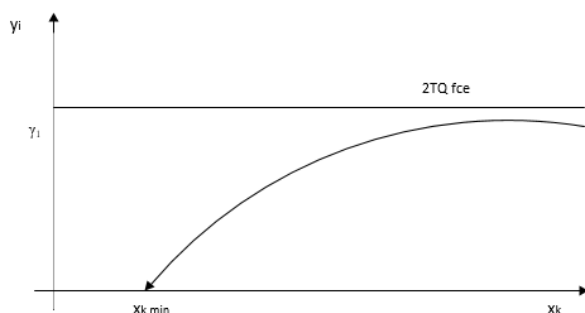


Zdroj: Tvrdoň, 2001, vlastní zpracování

**Druhá Tornquistova funkce** se používá ke zkoumání spotřeby relativně nezbytných statků. Tato funkce vyhovuje jak prvnímu, tak druhému požadavku na Engelovy funkce. Počáteční úroveň příjmu, která umožňuje poptávku po i-tém výrobku, představuje hodnotu  $X_k \text{ min}$  a hladinu nasycenosti parametr  $\gamma_1$ . Pružnost je blízká jedné a s růstem příjmu nejdříve roste, pak klesá.

$$y_i = \gamma_1 \frac{x_k - \gamma_3}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (21)$$

**Obrázek č. 5 - Druhá Tornquistova funkce**

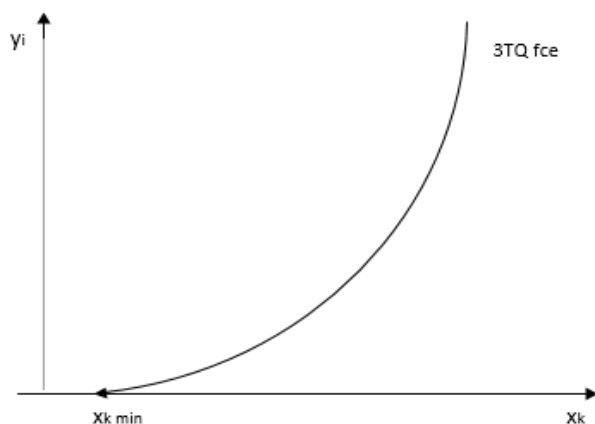


Zdroj: Tvrdoň, 2001, vlastní zpracování

**Třetí Tornquistova funkce** je vhodná pro zkoumání spotřeby luxusních statků. Tato funkce vyhovuje druhému požadavku na Engelovy funkce, pružnost je větší než jedna a má rostoucí průběh.

$$y_i = \gamma_1 x_k \frac{x_k - \gamma_3}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (22)$$

**Obrázek č. 6 - Třetí Tornquistova funkce**



Zdroj: Tvrdoň, 2001, vlastní zpracování

### 3 Teoretická východiska

#### 3.1 Základní ekonomické pojmy zemědělsko-potravinářského trhu

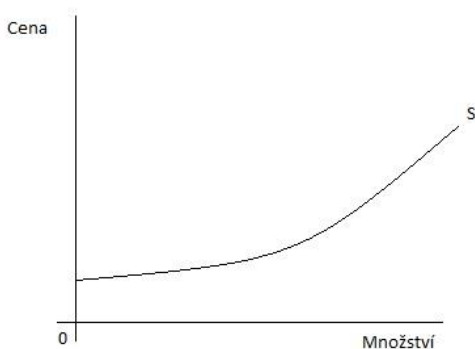
Tato kapitola se zabývá teoretickými předpoklady poptávky a spotřeby vybrané komodity na zemědělsko-potravinářském trhu.

##### Nabídka

**Transferovou platbu** výrobního fakturu Holman (2018) definuje jako minimální částku, která stačí k převedení výrobního faktoru z jednoho použití do druhého. Dále Holman (2002) definuje **rentu**, jako rozdíl mezi cenou výrobního faktoru a jeho transferovou platbou. **Společenské náklady** na určitý statek jsou obětované statky, které nemohou vzniknout, protože výrobní faktory jsou vázány na výrobu jiného statku (Holman, 2018).

**Nabídka** je dána obětovanými příležitostmi nabízejících. Tyto obětované příležitosti jsou společenskými náklady. Ekonomické náklady jsou obvykle vyšší než společenské náklady, protože podnikatel platí vlastníkům výrobních faktorů nejen transferové platby, ale i renty (Holman, 2018). Hladík (2014) definuje nabídku jako množinu všech dvojic cen a nabízených množství, tedy jedná se o souhrn všech bodů na nabídkové křivce. Dlouhodobě vyšší cena stimuluje k nabízení většího množství statku, tedy nabízené množství roste spolu s cenou, což má vliv na tvar nabídkové křivky, která je rostoucí.

Obrázek č. 7 - Tvar nabídkové funkce



Zdroj: Vlastní zpracování

V krátkém období se produkce mění pouze tak, že se stávající výrobci pohybují po svých křivkách mezních nákladů. V dlouhém období však na trh vstupují nové firmy, nebo firmy z trhu odcházejí. Krátkodobá nabídka je méně elastická než dlouhodobá nabídka, což je příčinou přestřelování ceny. Cena se v odezvu na změny poptávky mění v krátkém období více než v dlouhém období (Holman, 2002).

Jinými slovy dle Keřkovského (2012) je nabídka funkcí určující množství zboží, v našem případě hovězího masa, které jsou výrobci ochotni produkovat a prodat na trhu za určité ceny. Jedním ze základních ekonomických zákonů je zákon rostoucí nabídky, který vyjadřuje skutečnost, že s růstem ceny množství zboží nabízené výrobcí na trhu roste. Růst je způsoben skutečností, že základním motivem výrobců je zisk, který se za předpokladu konstantní úrovně nákladů zvyšuje (Keřkovský, 2012).

### **Poptávka**

**Poptávka** je funkce, která vyjadřuje závislost poptávaného množství statku (v našem případě hovězího masa) na mnoha proměnných: na ceně daného statku, na cenách dalších statků (které jsou vůči němu substituty nebo komplementy) a také na spotřebitelově důchodu. Formálně zapisujeme funkci poptávky takto (Holman, 2018):

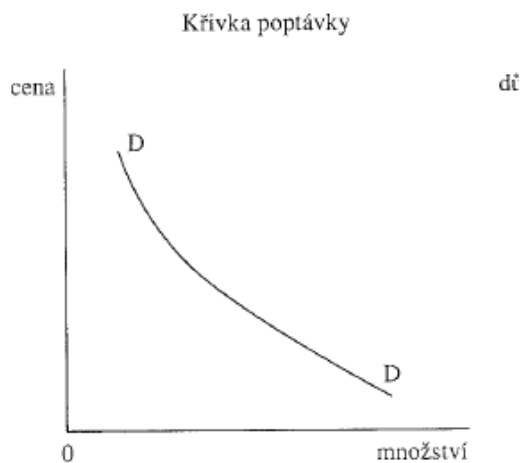
$$Q_a = F(P_a, I, P_b \dots P_z) \quad (23)$$

Tento zápis říká, že poptávané množství statku  $a$  ( $Q_a$ ) závisí na jeho ceně ( $P_a$ ), na důchodu spotřebitele ( $I$ ) a na cenách ostatních statků ( $P_b$ ,  $P_z$ ). Empiricky není zcela možné poptávku dost dobře zjistit. Když sledujeme, jak se mění poptávané množství nějakého statku v čase, není zřejmé, čím jsou tyto změny způsobeny. Proto se analýza provádí spíše deduktivně a vychází se z teorie spotřebitelova chování. Při tomto postupu vyjadřujeme závislost poptávaného množství na jedné proměnné za předpokladu, že se ostatní proměnné nemění, tzv. *ceteris paribus*, neboli „za jinak stejných okolností“ (Holman, 2018).

Poptávka je obvykle vyjadřována jako křivka poptávky, nebo jako Engelova křivka. Křivka poptávky vyjadřuje závislost poptávaného množství statku na jeho ceně, *ceteris paribus*. Engelova křivka vyjadřuje závislost poptávaného množství statku na důchodu spotřebitele, *ceteris paribus*. Tato závislost není jednoznačná – záleží totiž na tom, zda se

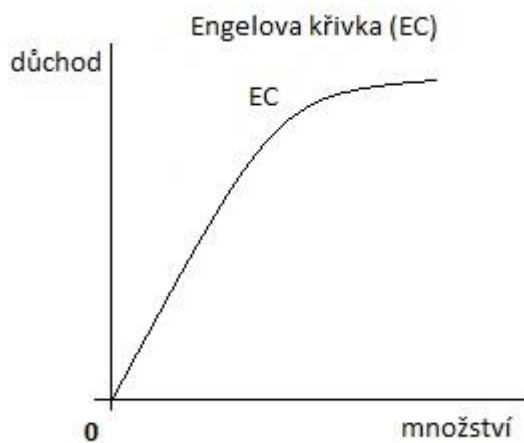
jedná o podřadný statek, nebo o normální statek. S růstem reálného důchodu spotřebitel kupuje více normálních statků a méně podřadných statků (Holman, 2018).

Obrázek č. 8 - Tvar poptávkové funkce



Zdroj: Vlastní zpracování

Obrázek č. 9 - Engelova Křivka



Zdoj: Vlastní zpracování

Pojem **spotřeba** vyjadřuje samotný proces uspokojování lidských potřeb. Dle toho, kdo a kde vytvořené statky spotřebovává rozeznáváme spotřebu **výrobní a konečnou**. **Spotřeba výrobní** spotřebovává statky a služby k vytvoření jiných statků a služeb. **Spotřeba konečná** spotřebovává statky a služby, kterými přímo uspokojuje lidské potřeby (Univerzita-Online.cz, 2019).



## Substitut, komplement, elasticita

**Substitut** je zboží, které nahrazuje jiné zboží (v našem případě může být spotřeba hovězího masa nahrazována jinými druhy mas například vepřovým, drůbežím apod.). Když vzroste cena jednoho statku, je část spotřeby nahrazena jiným statkem (Hladík, 2014).

**Mezní míra substituce** je poměr, ve kterém spotřebitel nahradí malý úbytek jednoho statku přírůstkem druhého statku tak, aby jeho uspokojení zůstalo nezměněno. Mezní míru spotřebitelské substituce lze obecně zapsat jako: (Holman, 2018).

$$MRS = \frac{Q_y}{Q_x} \quad (24)$$

kde MRS je mezní míra substituce statku X statkem Y,

$\Delta Q_y$  – změna statku množství Y

$\Delta Q_x$  – změna statku množství X

**Komplement** je zboží, které se spotřebovává společně se zkoumaným zbožím. Zdražením komplementu stoupne jeho celková cena, v důsledku čehož klesne poptávka po hlavním statku (Hladík, 2014).

Pružnost neboli **cenová elasticita poptávky** ( $E_d$ ) udává, o kolik procent se změní poptávané množství ( $Q$ ), v našem případě poptávané množství hovězího masa, jestliže se cena ( $P$ ) změní o jedno procento. Cenová elasticita se vypočte dle následujícího vzorce (Hladík, 2014).

$$E_d = \frac{\% \Delta Q}{\% \Delta P} \quad (25)$$

**Křížová elasticita poptávky** měří relativní změnu zboží A při relativní změně zboží B. Udává tedy, o kolik procent se změní poptávané množství na příklad hovězího masa, když se cena jiného zboží, v našem případě vepřového nebo drůbežího masa změní o jedno procento (Hladík, 2014).

**Důchodová elasticita** udává, o kolik procent se změní množství poptávaného množství (hovězího masa), když se důchod změní o jedno procento (Hladík, 2014).

Dle Bielika se zemědělská tržní produkce většinou nedokáže prodat za cenu, která by kryla náklady a přiměřený zisk. Z toho plyne, že jsou producenti zemědělské výroby v nevýhodě oproti řadě dalších producentů podnikajících v jiných oborech. Zemědělská výroba je charakterizována menším počtem více rozptýlených subjektů, z kterých nemá nikdo podstatný oligopolní podíl na trhu. Zemědělství je dále charakterizováno nízkou pružností nabídky jeho produktů, než je tomu v jiných oborech (Bielik, 1995).

Dle Bielika ekonomiku výroby hovězího masa ovlivňují především následující faktory (Bielik, 1995):

- kupní cena zástavového materiálu (býčků pro další výkrm)
- náklady na krmiva
- průměrný náklad na 1 krmný den
- denní přírůstek hmotnosti
- použitá technologie
- realizační cena

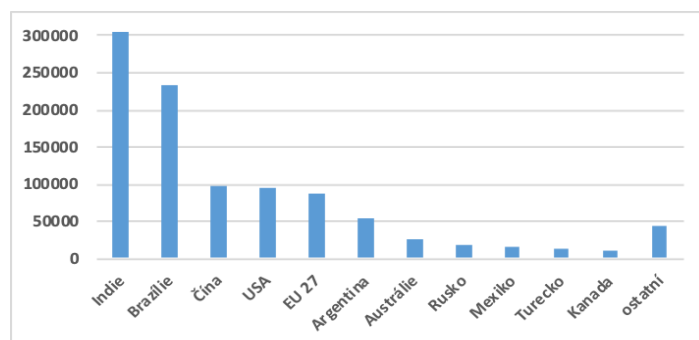
Mezi hlavní parametry při výkrmu patří náklady na krmiva, průměrný denní přírůstek hmotnosti, náklady na zástavový materiál a realizační cena. Podíl nákladů na krmiva může dle Bielika dosahovat až 52 % na celkových nákladech na chov hovězího dobytka. Snižování nákladů přes podíl krmných směsí a nákladů na objemová krmiva jsou dle Bielika největší rezervou ve zkoumaném odvětví. Průměrný denní přírůstek hmotnosti se zařazuje mezi faktory, které ovlivňují čas výkrmu. Při zvyšování denních přírůstků hmotnosti se zvyšují převážně náklady na krmiva, ale i ostatní nákladové položky. (Bielik, 2015).

### 3.2 Kompilace odborné literatury

Hovězí maso je spolu s kuřecím a vepřovým masem jednou ze základních surovin, která tvoří základ řady pokrmů nejen v České Republice, ale i v zahraničí. Mezi největší producenty hovězího masa ve Světě patří USA, Čína, Brazílie, v Evropě mezi největší producenty patří Německo, Francie a Itálie.

Stavy skotu ve Světě v roce 2018 se podle předběžných údajů USDA-FAS meziročně zvýšily o 0,7 %. Kromě růstu u největšího chovatele skotu Indie měla větší vliv na růst Brazílie (druhý největší chovatel skotu), kde růst činil 2,8 %. Naopak k poklesu stavů o 2,3 % došlo v Číně.

Graf č. 1 - Stav skotu ve světě (tis ks) v roce 2018



Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso 2018, vlastní zpracování

Produkce hovězího masa (včetně telecího) ve Světě v roce 2018 podle předběžných údajů USDA-FAS meziročně vzrostla o 2 % na 62,9 mil tun, hlavní podíl na růstu produkce měly Spojené státy, které jsou tradičně největším producentem hovězího masa. K růstu také došlo u dalších významných producentů, jako je Brazílie, EU, Čína, Indie, Argentina a Austrálie (Jorsová, 2018).

Ostaszewski (2018) vysvětluje rostoucí trend produkce hospodářských zvířat jak ve světě, tak v Evropě růstem světové populace, která má v roce 2050 dosáhnout 9 miliard obyvatel. Dále Ostaszewski ve své práci predikuje, že světová spotřeba hovězího masa na osobu v roce 2025 dosáhne 14,3 kilogramu.

**Světový dovoz hovězího masa** se v roce 2018 meziročně zvýšil o 5,4 % na 8,4 milionů tun. Tento růst byl kromě jiného způsoben i vlivem importu nejvýznamnějšího odběratele hovězího masa USA. O růst světového dovozu se zasloužila především Čína, která v roce

2018 dovezla celkem 1,2 milionu tun hovězího masa (což představuje meziroční nárůst o 23,2 %), ke zvýšení dovozu došlo i u dalších významných importérů kterými jsou Japonsko, Hongkong, Jižní Korea a EU. K poklesu importu hovězího masa naopak došlo u Ruska.

**U světového vývozu hovězího masa** (včetně telecího) došlo v roce 2018 k meziročnímu růstu o 5,9 % a zvýšil se na úroveň 10,6 milionů tun. Největší podíl na tomto růstu měl největší exportér Brazílie, k významnému zvýšení vývozu hovězího masa došlo také u Austrálie, USA a Argentiny, jejíž export se meziročně zvýšil o 70,6 % na 500 tisíc tun. Naopak ke snížení exportu došlo v Indii a v Evropské unii (Jorsová, 2018).

Hovězí maso v EU představuje 8,1 % celkové zemědělské produkce a podílí se 18,8 % na živočišné produkci. Produkce hovězího masa je podmíněna relativně velkými investicemi vyplývajícími z restriktivních standardů a vyšších cen krmiv, které při malém zvýšení spotřeby a cyklickém kolísání výroby nezaručují maximální návratnost v krátkém čase. (Bak – Filipek, 2018).

Charakteristika trhu s hovězím masem, konkrétně **bilance zahraničního obchodu s hovězím** masem včetně živého skotu **v EU byla v roce 2018 kladná**, nicméně ve srovnání s rokem 2017 došlo k jejímu snížení o 65,8 tisíc tun na 392,4 tisíc tun, což představuje pokles o 14,4 %. **Import hovězího masa (včetně živého skotu) do EU se zvýšil**, na rozdíl od exportu hovězího masa. V roce 2018 bylo do EU z Brazílie dovezeno 140 tisíc tun hovězího masa, z Argentiny pak 70 tisíc tun hovězího masa. V roce 2018 došlo po čtyřletém růstu k meziročnímu snížení vývozu hovězího masa (včetně živého skotu), i přes zmíněný pokles, nejvýznamnějším partnerem zůstává Turecko, kam bylo v roce 2018 vyvezeno 95,5 tisíc tun, což představuje 13 % z celkového exportu EU. Na druhém místě zůstává Hongkong, jehož import se meziročně snížil na 69,8 tun (o 23 %), což stále představuje 9,5 % exportu hovězího masa včetně živého skotu z EU. Zvýšení exportu z EU bylo v roce 2018 zaznamenáno do Izraele a Libanonu.

Příjem farmářů je dle autorů Hocquette, Ellies-Oury, Lherm, Pineau, Deblitz a Farmer (2018) heterogenně distribuován napříč evropskými zeměmi. Autoři uvádí, že nejvyšší příjem z chovu hovězího masa vykazují Itálie, Česká Republika, Spojené Království a severní Finsko. Naopak nejnižší příjem vykazují farmy v Polsku, Švédsku, jihozápadním Německu a Slovinsku. Autoři ve své práci dále uvádí, že v obecné rovině jsou hlavními činiteli změn maloobchodní prodejci, kteří přebírají odpovědnost za bourání masa a balení

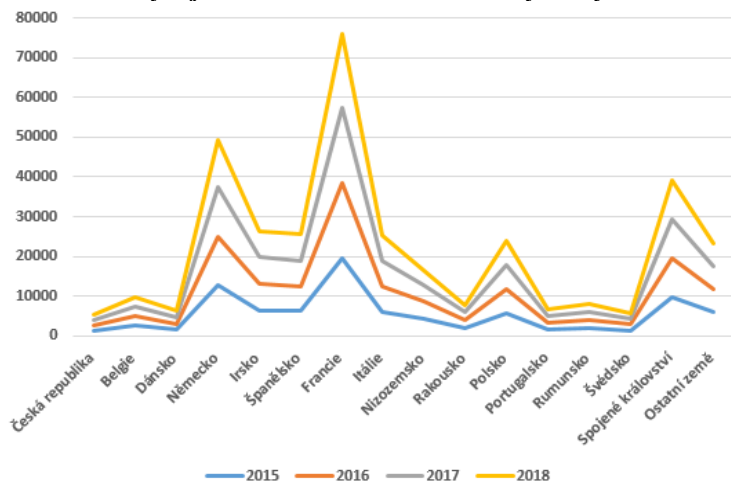
hovězích výrobků. Maloobchodní prodejci mají takový vliv, že si diktují charakteristiky masa jako například věk, plemeno, porážkovou hmotnost zvířat, jejichž maso chtějí koupit. Bak-Filipek (2018), která ve své práci popisuje změny na trhu EU s hovězím masem, uvádí, že klíčovým faktorem ovlivňujícími spotřebu hovězího masa je právě jeho cena. Dle kolektivu autorů (Hocquette, Ellies-Oury, Lherm, Pineau, Deblitz, Farmer, 2018) je hlavním determinantem spotřeby hovězího masa kupní síla země. Tento fakt je podporován skutečností, že ceny hovězího masa jsou v Evropě obecně vyšší než ceny ostatních druhů mas. Dále je evropský trh hovězího masa ovlivňován existencí dominantních exportérů hovězího masa jako na příklad Austrálie, Indie, Brazílie a USA, kteří jsou vysoce konkurenceschopní v oblasti ceny.

Dle autorů Šimpach a Šimpachová Pechrová (2018), kteří se ve své práci zabývají modelováním spotřebitelských cen hovězího, vepřového a drůbežího masa pomocí ekonometrických modelů, pouze spotřebitelská cena hovězího masa je statisticky významně závislá na spotřebitelské ceně hovězího masa zpožděné o jeden a dva měsíce a spotřebitelské ceně vepřového masa zpožděné o 2 měsíce.

Schroeder, Marsh a Minter (2000) ve své práci uvádí, že výdaje na spotřebu masa na obyvatele nejsou indikátorem poptávky, nicméně tento údaj poskytuje informaci, jak zákazníci alokují svůj příjem mezi konkurenční druhy mas. Dále se zabývají elasticitou, která vyjadřuje procentuální změnu v množství závislé proměnné při změně nezávislé proměnné o jedno procento. Jejich ekonometrický model indikoval, že zvýšení ceny hovězího masa o 1 % způsobí pokles spotřeby o 0,61 %, ceteris paribus. Dále uvádí, že celkové výdaje na jednoho obyvatele jsou významným determinantem poptávky po hovězím masu. Elasticita poptávky hovězího masa v tomto případě je odhadnuta na 0,9 což znamená, že pokud se zvýší celkové výdaje o 1 %, zvýší se i poptávka po hovězím masu o 0,9 % za podmínek ceteris paribus. Autoři Tonson, Lusk, Schroeder (2018), jejichž práce se také zabývá analýzou determinantů poptávky po hovězím masu, dospěli v odhadu elasticity k podobným výsledkům. Pomocí svého modelu odhadují, že zvýšení ceny hovězího masa o 1 % sníží spotřebu této komodity o 0,479 %. Autoři ve své práci také došli k závěrům, že zvýšení ceny vepřového masa, kuřecího masa a celkových výdajů o 1 % zvýší poptávku po hovězím masu o 0,087%, 0,023%, a 0,803%. Autoři dále uvádí, že elasticita poptávky hovězího masa se stává méně pružnou v závislosti na ceně komodity

samotné. Jinými slovy, množství hovězího masa zákazníky kupované je méně sensitivní na změnu ceny této komodity.

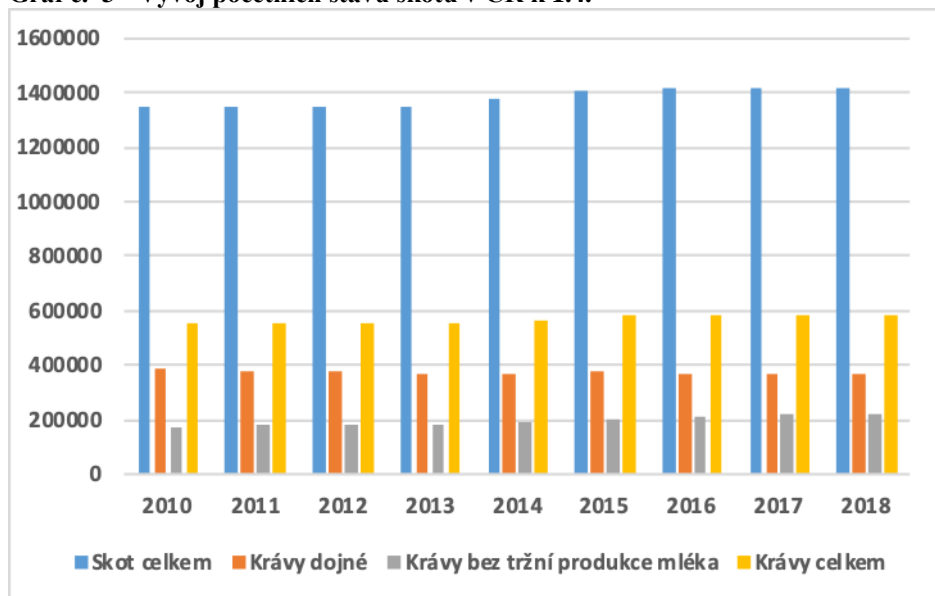
**Graf č. 2 - Vývoj stavů skotu v EU celkem a vybraných zemích (tis. ks)**



Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso 2018, vlastní zpracování

Dle údajů Českého statistického úřadu (dále jen ČSU) bylo k 31. 12. 2018 chováno v ČR celkem 1 365 235 kusů skotu, což je o 4,8 % méně, než bylo chováno k 30. 6. 2018. Tento pokles je způsoben sezónností telení krav bez tržní produkce mléka a vyřazováním krav na konci roku, kdy v polovině roku jsou do počtu skotu započtena telata z jarního telení a nevyřazené krávy. K 1. 4. 2018 bylo celkem chováno 587 322 kusů krav, což je nejvíce od roku 2012. Na celkovém počtu krav se dojně krávy podílely 62,2 %, krávy bez tržní produkce mléka 37,8 %. K 1. 4. 2018 bylo v kategorii dojených krav chováno 365 488 kusů, v porovnání s rokem 2017 došlo k jejich poklesu o 1,2 % (tedy o 4 354 ks). V roce 2018 bylo chováno nejméně kusů dojených krav od roku 2010. Počet krav bez tržní produkce mléka v roce 2018 pokračoval v dlouhodobém meziročním růstu, který dosáhl 2,7 % na 221 874 kusů. Dle Jorsové (2018) dále od roku 1995 dochází ke zvyšování produkce mléka.

**Graf č. 3 - Vývoj početních stavů skotu v ČR k 1.4.**

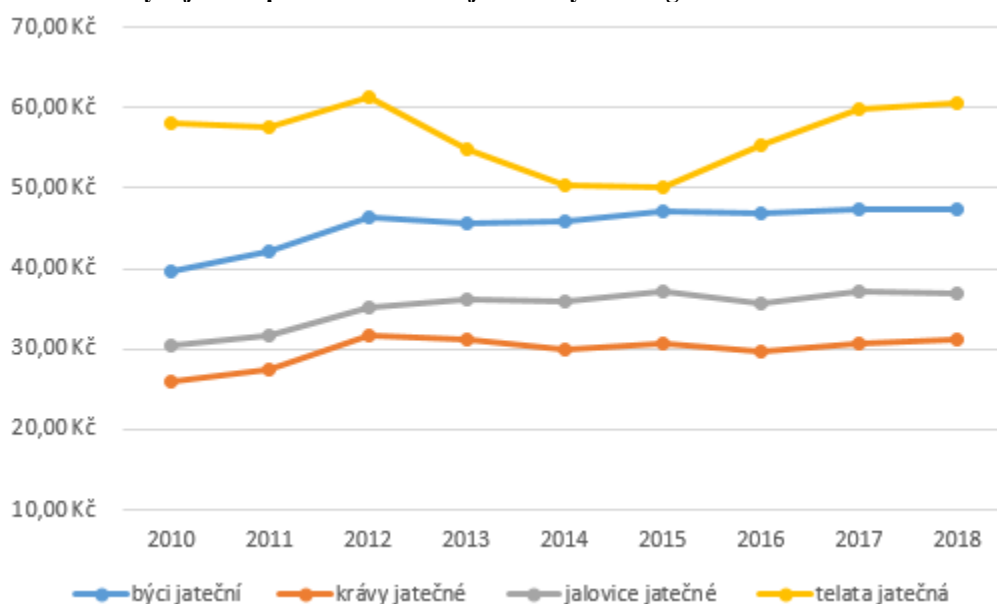


Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot – hovězí maso 2018, vlastní zpracování

Zásadní vliv na výrobu hovězího masa v ČR má kromě poptávky na domácím trhu také možnost exportu hovězího masa, a především živého skotu na zahraniční trhy. Dalším důležitým faktorem, který ovlivňuje výrobu, je míra národních a evropských dotací, které mohou být poskytovány jednotlivým chovatelům skotu. V roce 2018 dosáhla výroba hovězího masa 174 tisíc tun živé hmotnosti, což představuje meziroční růst o 4,8 %. Dovoz i vývoz hovězího masa v roce 2018 dosáhl nejvyšší hodnoty od roku 2010. Oproti roku 2017 v roce 2018 se dovoz zvýšil o 2,1 % na 78,6 tisíc tun živé hmotnosti, vývoz vzrostl o 3,3 % na 109,4 tisíc tun živé hmotnosti. Domácí spotřeba, která se od roku 2016 zvyšuje, vzrostla v roce 2018 oproti předchozímu roku o 3,5 % na 143 tisíc tun živé hmotnosti (Jorsová, 2018). Dle Slabocha a Kotyzy (2016), kteří ve své práci porovnávají míru soběstačnosti (porovnáním dovozu s vývozem), která naznačuje konkurenceschopnost státu v dané komoditě v zemích Visegrádské čtyřky (Česká Republika, Polsko, Maďarsko) v letech 2003 až 2014, je soběstačnost na hovězím mase po vstupu do Evropské Unie na rozdíl od drůbežního a vepřového masa poměrně stabilní (soběstačnost na drůbežím mase ve sledovaném období klesla na 73 %, v případě vepřového masa dokonce až na 57 %). Soběstačnost na hovězím mase dosáhla v roce 2018 121,7 %, což je o 1,6 % více oproti roku 2017 (Jorsová, 2018).

Průměrná cena zemědělských výrobců za jatečné krávy se v roce 2018 meziročně zvýšila o 1,2 % na 31,2 Kč za kilogram živé hmotnosti, cena zemědělských výrobců jatečných býků byla v roce 2018 47,36 Kč za kilogram živé hmotnosti. Cena zemědělského výrobce za kilogram živé hmotnosti v roce 2018 v kategorii jatečných jalovic dosáhla 37 Kč. Průměrná cena zemědělských výrobců za jatečná telata se v roce 2018 meziročně zvýšila o 1,2 % a dosáhla 60,51 Kč za kilogram živé hmotnosti.

**Graf č. 4 - Vývoj roční průměrné CZV v jednotlivých kategoriích**



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Dle Štikové (2004) byl pokles spotřeby hovězího masa v 15 letech od roku 1989 nejvyšší ze všech potravinových skupin. V roce 1989 byla spotřeba hovězího masa (včetně výrobků a vnitřností) na úrovni 30 kg/obyv./rok, ale v roce 2002 spotřeba činila již pouze 11,2 kg/obyv./rok.

Spotřeba hovězího masa spolu s telecím masem v roce 2017 dosáhla hodnoty 8,5 kg na obyvatele za rok a podílela se na celkové spotřebě masa ve výši 80,3 kg na osobu a rok 10,6 % (Jorsová, 2018).

Hupková, Bielik, Turčeková (2009) se ve své práci zabývají modelováním poptávky po hovězím masu pomocí jednoduchého lineárního modelu na slovenském trhu. Dle autorů významnými faktory, které ovlivňují poptávku po hovězím masu, jsou vlastní cena masa, cena vepřového masa, příjem a výskyt BSE. Koeficient cenové elasticity hovězího masa uvádí -0,471, což může být interpretováno následujícím způsobem: Růst ceny hovězího



masa o 1 % může způsobit pokles poptávky po hovězím maso o 0,471 % za podmínek ceteris paribus. Pokud se podíváme na křížovou elasticitu, zvýšení ceny vepřového masa o 1 % na 1 kg masa může způsobit zvýšení poptávky po hovězím maso o 0,789 % ceteris paribus. Tedy vepřové maso můžeme označit za substitut hovězího masa. Autoři dále v práci uvádí, že cena drůbežího masa nemá vliv na spotřebu masa hovězího. Z pohledu příjmové elasticity je hovězí maso pro slovenské domácnosti normálním statkem a poptávka po hovězím maso je příjmově neelastická (zvýšení příjmu o 1 % způsobí zvýšení spotřeby o 0,892 % za podmínek ceteris paribus). Práce dále uvádí, že výskyt BSE je významným faktorem, který negativně ovlivňuje spotřebu hovězího masa.

Štiková (2004) uvádí, že spotřebitelská cena patří mezi ekonomické faktory, které poptávku a spotřebu po hovězím maso nejvíce ovlivňují, není to ale jediný faktor a rozhodně vždy neplatí, že vývoj spotřeby potravinářského výrobku je přímo závislý na vývoji jeho spotřebitelské ceny. Štiková dále uvádí, že vývoj poptávky po hovězím maso může také ovlivnit vývoj cen substitučních potravin, a to zejména vepřového a drůbežího masa. Kromě ceny má na poptávku po hovězím maso také vliv kvalita hovězího masa.

Dle Jorsové (2018) od roku 1995, kdy podíl hovězího masa na celkové spotřebě v České republice činil 23 %, meziročně klesal, až v roce 2013 dosáhl nejmenšího podílu 10,2 % za sledované období 1995 – 2017. Tento pokles zapříčinila řada faktorů, mezi něž patří:

- vysoká cena hovězího masa v porovnání s ostatními druhy mas
- přechod spotřebitelů na dietnější maso
- požadavek na rychlou přípravu jídla z daného masa

Díky výše uvedeným důvodům převažují ve spotřebě vepřové a drůbeží maso. V roce 2017 se podílelo vepřové maso na celkové spotřebě 52,7 %, drůbeží maso zaujímalo 34 % a zbylým druhům mas náležel podíl 13,3 %.

Kolektiv autorů (Hocquette, Ellies-Oury, Lherm, Pineau, Deblitz, Farmer, 2018) ve své práci popisuje očekávaný mírný pokles produkce hovězího masa v Evropě v očekávané výši 7 % v roce 2023 oproti letům 2010 až 2012. Jelikož očekávaná produkce bude nižší, než spotřeba hovězího masa, stoupne jeho import, a to především z Brazílie, Uruguaye a

Argentinu. Navzdory mírnému poklesu produkce hovězího masa se v letech 2012 – 2023 je očekávána stabilní spotřeba zkoumané komodity.

### **Dotace**

Autoři Kašparová, Svoboda, Severová a Hinke (2017) uvádějí, že zemědělství České republiky bylo v letech 2011 až 2015 profitabilní díky dotacím z Evropské Unie. I přes významné zvýšení dotací jak z Evropské Unie, tak z Ministerstva zemědělství, dosažený zisk v letech 2011 – 2013 poklesl. Ačkoliv se dotace v letech 2013 - 2014 do českého zemědělství meziročně zvýšily o 7,6 miliardy Kč, zisk klesl o 6,6 miliard Kč. Tento vývoj poukazuje na závislost ziskovosti českého zemědělství na dotacích jak lokálních tak z EU a vlivu cen zemědělské produkce v ostatních zemích EU, která má vliv na výběr zemědělské komodity produkované v ČR. Autoři shrnují, že dotace do zemědělství jsou základním faktorem pro udržení zaměstnanosti rurální populace a také patří k hlavním faktorům, které ovlivňují krajinné zemědělství.

Státní zemědělský intervenční fond (SZIF) je akreditovaná platební agentura, která zprostředkovává finanční podpory z Evropské unie a národních zdrojů v rámci společné zemědělské politiky. Tato organizace také zajišťuje a administruje opatření v rámci společné organizace trhu. Dotace z Evropské unie jsou v rámci Společné zemědělské politiky poskytovány z Evropského zemědělského záručního fondu (EAGF) a Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova (EAFRD) a v rámci Společné rybářské politiky z Evropského námořního a rybářského fondu, který je také označován zkratkou ENRF.

V rámci Společné zemědělské politiky se v EU uplatňují tři zásady:

- společný trh pro zemědělské produkty při společných cenách
- zvýhodnění produkce ze zemí Evropské unie na úkor vnější konkurence
- finanční solidarita – financování ze společného fondu, do kterého všichni přispívají

Státní zemědělský intervenční fond administruje a kontroluje následující platby:

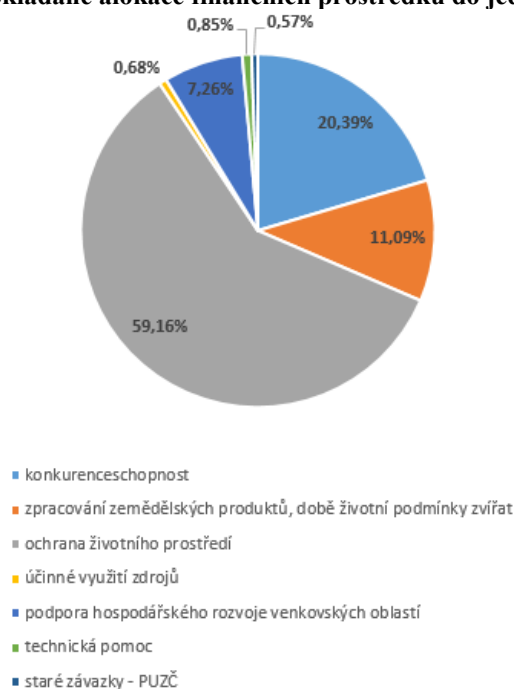
- Přímé platby (PP)
- Program rozvoje venkova - PRV 2014 - 2020
- společná organizace trhu – SOT (rostlinné komodity, živočišné komodity, vývozní a dovozní licence, záruky)

- OP Rybářství - OPR 2014-2020
- národní dotace
- značky kvalitních potravin KLASA a Regionální potravina (SZIF, 2019).

### **Program rozvoje venkova ČR pro období 2014-2020**

Dle SZIF (2019) je tento dotační program zaměřen na obnovu, zachování a zlepšení ekosystémů závislých na zemědělství, zvýšení konkurenceschopnosti zemědělských, lesnických i potravinářských podniků, posílení zaměstnanosti na venkově a podpora vstupu mladých lidí do zemědělství. Kromě jiného je program také zaměřen na podporu diverzifikace ekonomických aktivit ve venkovském prostoru s cílem vytvářet nová pracovní místa a zvýšit hospodářský rozvoj. V rámci dotačního programu je možné žádat o finanční podporu jak projektových opatření, tak neprojektových záměrů. PRV je zaměřen na následující opatření: předávání znalostí a informační akce, poradenské, řídicí a pomocné služby pro zemědělství, investice do hmotného majetku, rozvoj zemědělských podniků a podnikatelské činnosti, investice do rozvoje lesních oblastí a zlepšování životaschopnosti lesů, agroenvironmentálně-klimatická opatření, ekologické zemědělství, platby v rámci sítě Natura 2000 a podle rámcové směrnice o vodě, platby pro oblasti s přírodními či jinými zvláštními omezeními, dobré životní podmínky zvířat, lesnicko-environmentální a klimatické služby a ochrana lesů, vývoj nových produktů, postupů a technologií v zemědělské výrobě a podpora místního rozvoje na základě iniciativy LEADER (SZIF, 2019).

Graf č. 5 - Předpokládané alokace finančních prostředků do jednotlivých oblastí



Zdroj: SZIF, vlastní zpracování

## Přímé platby

Přímé platby tvoří největší objem vyplacených finančních prostředků určených na dotace v zemědělství. Jejich vyplacení probíhá dle pravidel Společné zemědělské politiky EU. Přímé platby jsou v období 2015 – 2020 zaměřeny především na následující oblasti:

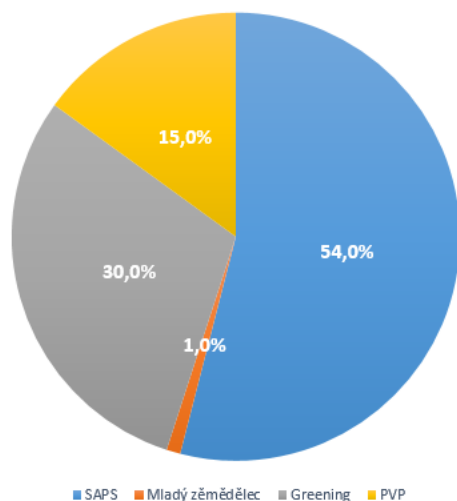
- šetrný přístup k životnímu prostředí pomocí režimu Greening
- generační obměnu na venkově prostřednictvím podpor pro mladé zemědělce a na podporu odvětví nebo regionů, které čelí určitým obtížím či jsou velmi důležité z hospodářského, sociálního nebo environmentálního hlediska

Mezi podmínky, které žadatel musí splnit, aby dostal příslušnou dotaci, patří, aby byl zemědělským podnikatelem, aktivním zemědělcem a obhospodařoval zemědělskou půdu, která je na něho evidovaná v registru zemědělské půdy LPIS podle užitelských vztahů (SZIF, 2019).

V roce 2018 bylo celkově vyplaceno celkem 22,170 miliard Kč. Z této obálky na přímé platby bylo alokováno 54 % finančních prostředků **přímých plateb na jednotnou platbu na plochu (SAPS)**, která je nejrozšířenější zemědělskou dotací a ročně o ni žádá kolem třiceti tisíc zemědělců. Jedná se o základní platbu za hektar. Pro získání této dotace musí žadatel obhospodařovat minimálně 1 hektar zemědělské půdy s vybranou kulturou

(standardní orná půda, úhor, travní porost, trvalý travní porost, vinice, chmelnice, sad, školka, rychle rostoucí dřeviny, jiná trvalá kultura, zalesněná půda, případně další kultura oprávněná pro dotace). Dále bylo 1 % finančních prostředků vyplaceno na **platby pro mladé zemědělce**. Tato dotace zvýhodňuje zemědělce do 40 let, kteří zahájili podnikání nebo ho zahájili nejpozději 5 let před podáním první Jednotné žádosti. Dotace představuje 25% příplatek na prvních 90 hektarů k platbě SAPS. 30 % finančních prostředků bylo vyplaceno na tzv. **Greening**, neboli platbu pro zemědělce, kteří dodržují zemědělské postupy příznivé pro klima a životní prostředí. Pro získání těchto finančních prostředků musí být splněny následující podmínky: diverzifikace plodin, vyhrazení plochy v ekologickém zájmu, zachování trvalých travních porostů na určitém podílu zemědělské půdy. V poslední řadě bylo 15 % finančních prostředků vyplaceno v rámci **Dobrovolné podpory vázané na produkci (VCS)**, která je určena na podporu „citlivých“ sektorů, tedy je spojena s pěstováním náročných plodin nebo chovem hospodářských zvířat. Výše dotace je odvozena od rozlohy způsobilé půdy nebo počtu zvířat. (SZIF, 2019; Jorsová, 2018).

**Graf č. 6 - Finanční prostředky vynaložené na opatření Přímých plateb v roce 2018**



Zdroj: SZIF, vlastní zpracování

## **Národní dotace**

Česká republika dle SZIF (2019) podporuje z národních zdrojů celou řadu aktivit prostřednictvím cílených programů, čímž přispívá k udržování výrobního potenciálu zemědělství a jeho podílu na rozvoji venkovského prostoru. Od 1. ledna 2015 byl SZIF Ministerstvem zemědělství pověřen, aby v rámci některých Národních dotací prováděl administraci žádostí, kontrolou jejich formální správnosti, zaznamenáváním do informačního systému a u vybraných dotačních programů také prováděním kontroly na místě. Programy národních dotací zahrnují široké spektrum aktivit v oblasti zemědělství a potravinářství. Mezi nejvýznamnější patří níže uvedené oblasti:

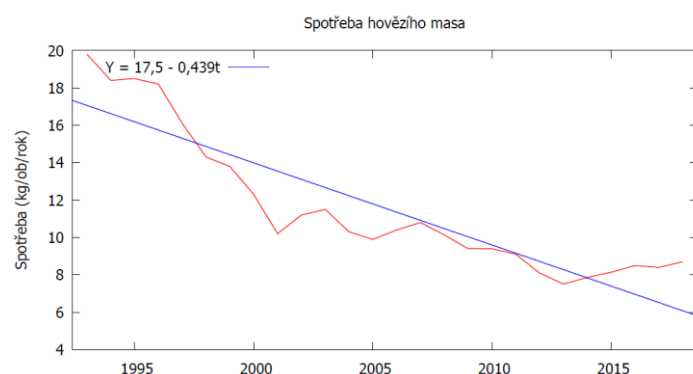
- šlechtění hospodářských zvířat a nákup plemenných zvířat, podpora ozdravování polních plodin
- poradenství v živočišné a rostlinné výrobě
- podpora účasti na tuzemských i mezinárodních oborových výstavách a veletrzích, udržování a obnova kulturního dědictví venkova, rybníkářství a mimoprodukční funkce rybníků
- podpora potravinových bank
- podpora účasti producentů v režimu jakosti mléka
- podpora nadstandardní pohody zvířat
- podpora zpracování zemědělských produktů
- zvyšování konkurenceschopnosti potravinového průmyslu

## 4 Vlastní práce

### 4.1 Analýza vybraných časových řad

V této kapitole bude provedena grafická analýza vybraných proměnných. Pro účely grafické analýzy časových řad bude provedena analýza vybraných proměnných, tedy spotřeby hovězího masa, spotřebitelské ceny hovězího masa a produkce hovězího masa.

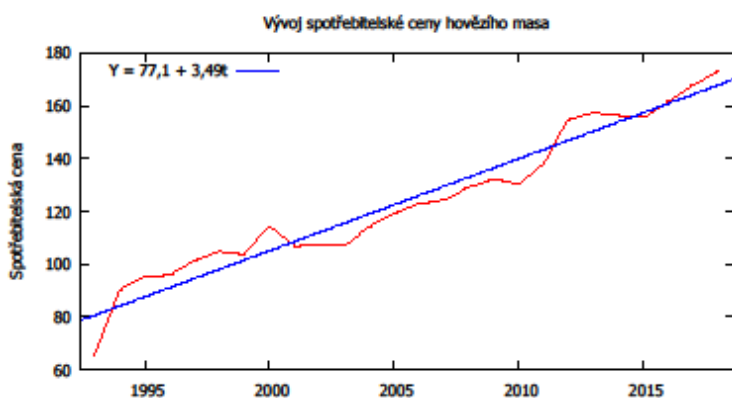
Graf č. 7 - Vývoj spotřeby hovězího masa v ČR



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Z grafu spotřeby hovězího masa (spotřeba hovězího masa v kilogramech na osobu za rok) proloženým lineární trendovou funkcí lze odvodit, že od roku 1993 má spotřeba hovězího masa klesající charakter. Od roku 1995, kdy podíl hovězího masa na celkové spotřebě činil 23 % meziročně klesal, až v roce 2013 dosáhl nejmenšího podílu (10,2 %). Tento pokles je způsoben především vysokou cenou hovězího masa v porovnání s ostatními druhy mas. Dalším důvodem je přechod spotřebitelů na dietnější druhy mas a také požadavek na rychlou přípravu pokrmů z daného masa. Díky výše uvedeným důvodům dominují ve spotřebě vepřové a drůbeží maso (Jorsová, 2018). Z odhadnuté lineární trendové funkce spotřeby hovězího masa je patrné, že spotřeba hovězího masa bude v následujících letech nadále klesat.

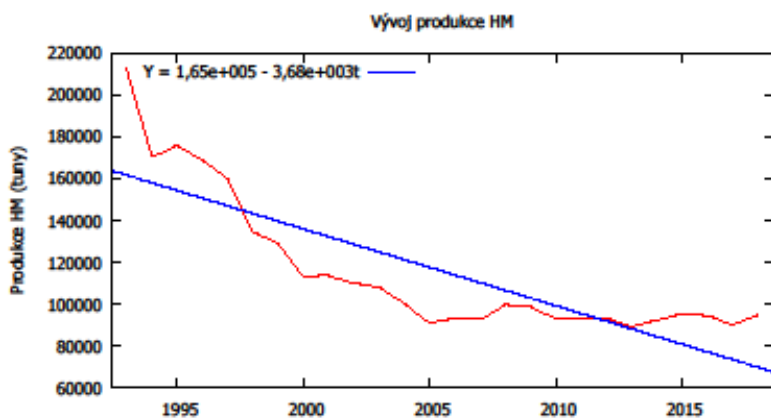
Graf č. 8 - Vývoj spotřebitelské ceny hovězího masa v ČR



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

Dle zákona klesající poptávky lze předpokládat, že na spotřebu potravin má velký vliv jejich cena. Z grafu č. 8 vyplývá rostoucí tendence spotřebitelské ceny hovězího masa. V roce 1993 byla spotřebitelská cena zkoumané komodity 65,6 Kč, zatímco v roce 2018 spotřebitelská cena dosáhla 173,1 Kč, jinými slovy ve zkoumaném období cena vzrostla více než o dvojnásobek.

Graf č. 9 - Vývoj produkce hovězího masa v ČR



Zdroj: FAO, vlastní zpracování

Jako další vybranou proměnnou, která je předmětem analýzy, je produkce hovězího masa. Jak je patrné z grafu č. 9 produkce hovězího masa má v ČR od roku 1993 klesající tendenci.



Dále je předmětem výzkumu porovnání vývoje spotřeby a produkce hovězího masa. Pro komparaci vývoje bude využita metoda tzv. bazických indexů, kdy jsou porovnávány hodnoty ukazatele vzhledem ke stejnému období (bázi).

Pro výpočet bazického indexu byla jako báze stanovena první pozorování zkoumaných časových řad, tedy pozorování spotřeby hovězího masa a produkce hovězího masa v roce 1993.

**Tabulka č. 1 - Bazický index spotřeby hovězího masa**

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Bazický index	1,00	0,93	0,93	0,92	0,81	0,72	0,70	0,62	0,52	0,57	0,58	0,52	0,50

Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Bazický index	0,53	0,55	0,51	0,47	0,47	0,46	0,41	0,38	0,40	0,41	0,43	0,42	0,44

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky č. 1 vyplývá, že spotřeba má klesající tendenci. V roce 2018 bylo spotřebováno více jak o polovinu méně hovězího masa než v roce 1993.

**Tabulka č. 2 - Bazický index produkce hovězího masa**

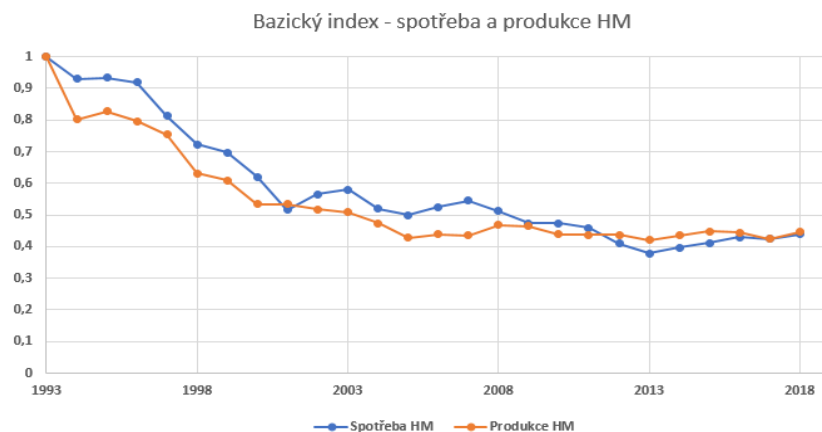
Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Bazický index	1,00	0,80	0,83	0,80	0,75	0,63	0,61	0,53	0,53	0,52	0,51	0,47	0,43

Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Bazický index	0,44	0,44	0,47	0,46	0,44	0,44	0,44	0,42	0,43	0,45	0,44	0,42	0,45

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky č. 2 lze vyvodit, že objem produkce hovězího masa v roce 2018 nedosahuje ani poloviny objemu produkce v roce 1993. Od prvního roku sledování (roku 1993) má produkce stejně jako spotřeba klesající charakter.

**Graf č. 10 - Bazický index spotřeby a produkce hovězího masa (srovnání s rokem 1993)**



Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě grafu č. 10 lze konstatovat, že do roku 2012 spotřeba hovězího masa převyšovala produkci, jinými slovy ČR nebyla soběstačná na domácí výrobě hovězího masa. Ke zlomu došlo v roce 2012. Od tohoto roku domácí produkce převyšuje spotřebu, tedy pokud pomineme export hovězího masa, můžeme konstatovat, že ČR je soběstačná na domácí výrobě HM. Jinými slovy produkce převyšuje spotřebu hovězího masa.

## 4.2 Ekonometrický model vybraných proměnných

Pro zkoumání spotřeby hovězího masa byl po konstrukci různých typů modelů vybrán jednorovnicový model sestávající ze tří samostatně odhadnutých rovnic. Jako endogenní proměnné byla zvolena **spotřeba hovězího masa** v ČR, **produkce hovězího masa** v České republice a **import hovězího masa** do ČR. Spotřeba hovězího masa v ČR je vysvětlována spotřebitelskou cenou dané komodity v ČR, průměrným hrubým příjmem, produkcí hovězího masa v ČR, objemem importu hovězího masa do ČR a spotřebou HM v čase  $t-1$ . Produkce hovězího masa je vysvětlována spotřebitelskou cenou v čase  $t-1$ , spotřebou HM zpožděnou o 1 období (1 rok), počtem skotu v čase  $t-1$  a exportem živých zvířat v čase  $t-1$ . Poslední endogenní proměnná, dovoz hovězího masa do ČR je vysvětlován spotřebou hovězího masa zpožděnou o 1 období, měsíčním hrubým příjmem a spotřebitelskou cenou hovězího masa.

#### 4.2.1 Stacionarita časových řad

V tabulce č. 3 jsou uvedeny p-hodnoty získané D – F testem jednotkového kořene. Hodnoty větší než statistická hladina významnosti  $\alpha=0,05$  značí v řadě případů nestacionaritu časových řad. Časové řady nebudou z důvodu zachování dlouhodobé informace transformovány do prvních diferencí nebo jinak upravovány a odhady budou provedeny na původních datech. Výsledky jednotlivých testů jsou uvedeny v přílohách č. 7 – 15.

Tabulka č. 3 - Výsledky D-F testu jednotkového kořene

	Test bez konstanty	Test s konstantou	Test s konstantou a trendem
<b>Spotr</b>	0,0008873	0,001082	0,8518
<b>SpotrCena</b>	0,9992	0,9891	0,5539
<b>Prijem</b>	0,9789	0,448	0,298
<b>Production</b>	0,7292	0,7088	0,9595
<b>Import</b>	0,98	0,9798	0,3448
<b>Spotr<sub>t-1</sub></b>	0,0003078	0,002044	0,7832
<b>SpotrCena<sub>t-1</sub></b>	0,9988	0,985	0,7752
<b>StavSkot<sub>t-1</sub></b>	0,9999	0,002579	0,597
<b>ExportAnimals<sub>t-1</sub></b>	0,8736	0,948	0,2726

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

#### 4.2.2 Model spotřeby hovězího masa

##### Deklarace modelu

##### Endogenní proměnná

Spotr.....spotřeba hovězího masa v ČR v kg / osoba / rok

##### Vysvětlující proměnné

const.....konstanta

SpotrCena...spotřebitelská cena za kg hovězího masa (průměr spotřebitelské ceny hovězího masa předního s kostí a hovězího masa zadního bez kostí)

Prijem.....průměrný hrubý příjem v tisících Kč / obyvatele v čase t

Production...produkce hovězího masa v tisících tunách

Import.....dovoz hovězího masa v tisících tunách

Spotr\_1.....spotřeba hovězího masa v tisících tunách zpožděná o 1 období (1 rok)

### Náhodná proměnná

$u_t$ .....náhodná složka

### Ekonomicko-matematický model

$Spotr_t = f(SpotrCena_t, Prijem_t, Production_t, Import_t, Spotr_{t-1})$

### Ekonometrický zápis lineárního modelu

$Spotr_t = \gamma_1 SpotrCena_t + \gamma_2 Prijem_t + \gamma_3 Production_t + \gamma_4 Import_t + \gamma_5 Spotr_{t-1} + u_t$

### Předpoklady o směru odhadnutých parametrů

Předpokladem je, že **při růstu spotřebitelské ceny** by se měla **spotřeba** hovězího masa **snížovat**. Spotřebitel není ochoten nakupovat více s rostoucí cenou a bude hledat alternativu (substitut), jehož bude dle zákona klesající poptávky více spotřebovávat.

**Při zvýšení hrubého měsíčního příjmu** by mělo docházet ke **zvýšení spotřeby** hovězího masa, protože spotřebitel je při vyšším příjmu ochoten za daný statek více utratit, tedy zvýšit svou spotřebu daného statku.

Při **zvýšení produkce** hovězího masa se předpokládá **i zvýšení jeho spotřeby**. Výrobci mají zájem prodat maximální objem vyrobeného statku a tím maximalizovat své tržby.

Existuje předpoklad, že **při zvýšení dovozu** hovězího masa **se zvýší i jeho spotřeba**, a to protože, dovozci mají stejně, jako producenti zájem na prodeji maximálního množství dovezeného množství statku a tím i maximalizaci svých tržeb.

Existuje předpoklad, že pokud se zvýší **spotřeba zpožděná o jedno období** (o jeden rok), zvýší se i **současná spotřeba**. Důsledkem je dlouhodobá setrvačnost spotřebitelů v konzumaci hovězího masa v kontextu oblíbených potravin a životního stylu.

## Odhad parametrů pomocí BMNČ

Použitím BMNČ byly modelováním spotřeby hovězího masa odhadnuty parametry uvedené v tabulce číslo 4:

Tabulka č. 4 - Odhad parametrů rovnice spotřeby HM

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	5,05968	0,0542	*
SpotrCena	$\gamma_1$	-0,0373091	0,0544	*
Prijem	$\gamma_2$	0,00393688	0,9708	
Production	$\gamma_3$	0,0616371	0,0006	***
Import	$\gamma_4$	0,0827232	0,0188	**
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_5$	0,303446	0,0502	*

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Pozn.: \*  $\alpha=0,1$ ; \*\*  $\alpha=0,05$ , \*\*\*  $\alpha=0,01$

## Ekonomická verifikace

V tomto odstavci bude provedena ekonomická verifikace a interpretace statisticky významných parametrů modelu spotřeby hovězího masa.

Pokud se **spotřebitelská cena zvýší o 1 Kč na kilogram masa, klesne spotřeba hovězího masa o 0,037 kilogramu / osobu / rok za podmínek ceteris paribus**. Parametr lze považovat za ověřený, protože při zvýšení spotřebitelské ceny lze očekávat pokles spotřeby hovězího masa. Z ekonomického hlediska je **směr a působení parametru proměnné průměrný hrubý příjem v souladu s ekonomickou teorií**, ale parametr je statisticky nevýznamný. **Při zvýšení produkce hovězího masa zvýší o tisíc tun živé hmotnosti, dojde ke zvýšení spotřeby hovězího masa o 0,062 kilogramu / osobu / rok, ceteris paribus**. Parametr lze považovat za ověřený, protože při zvýšení produkce hovězího masa lze předpokládat, že producenti se budou snažit uplatnit maximální možné množství objemu produkce na trhu a tím maximalizovat své tržby. Pokud se **import hovězího masa zvýší o tisíc tun, zvýší se spotřeba hovězího masa o 0,083 kilogramu / osobu / rok, ceteris paribus**. Parametr lze považovat za ověřený, protože stejně jako producenti i importéři se budou snažit prodat maximální možné množství statku za účelem vyšších tržeb. **Zvýší-li se spotřeba hovězího masa v čase t-1 o tisíc tun, zvýší se spotřeba hovězího masa v čase t o 0,303 tisíc tun, ceteris paribus**. Parametr lze považovat za ověřený, lidé mají dlouhodobé návyky konzumace různých potravin, které se těžko mění.

Dále producenti se snaží vyrobit a prodat na daném trhu stále více dané komodity a cílem dosažení vyšších tržeb.

### Statistická verifikace

V modelu spotřeby hovězího masa byly identifikovány jako statisticky významné parametry na hladině významnosti  $\alpha=0,1$  const (konstanta), SpotrCena (spotřebitelská cena HM) a Spotr<sub>t-1</sub> (zpožděná spotřeba HM v čase t-1). Na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  byl identifikován jako statisticky významný Import (import hovězího masa do ČR), na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  byla jako statisticky významná proměnná identifikována Production (produkce HM).

Hodnota adjustovaného koeficientu determinace  $R^2 = 0,974$ , tedy model se shoduje s daty na 97,4 %. Změny vysvětlující proměnné jsou z 97,4 % vysvětlovány změnami vysvětlujícími proměnnými. P-hodnota modelu je 2,28e-15, což je méně než hladina statistické významnosti  $\alpha=0,05$  a lze tedy konstatovat, že model jako celek je statisticky významný.

### Ekonometrická verifikace

#### Multikolinerarita parametrů

Tabulka č. 5 - Korelační matice rovnice spotřeby HM

	<b>Spotr</b>	<b>SpotrCena</b>	<b>Prijem</b>	<b>Production</b>	<b>Import</b>	<b>Spotr<sub>t-1</sub></b>
<b>Spotr</b>	1,0000	-0,8245	-0,8919	0,9792	-0,6860	0,9763
<b>SpotrCena</b>		1,0000	<b>0,9621</b>	<b>-0,8391</b>	<b>0,9232</b>	<b>-0,8319</b>
<b>Prijem</b>			1,0000	<b>-0,9163</b>	<b>0,9126</b>	<b>-0,9101</b>
<b>Production</b>				1,0000	-0,7457	<b>0,9737</b>
<b>Import</b>					1,0000	-0,7211
<b>Spotr<sub>t-1</sub></b>						1,0000

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Jelikož korelační matice testuje multikolinearitu mezi párovými proměnnými, ale netestuje závislost jedné vysvětlující na více než 1 další proměnné, byly proměnné testovány na lineární závislost VIF (hodnoty větší než 10 v níže uvedené tabulce mohou indikovat multikolinearitu:

**Tabulka č. 6 - VIF hodnoty rovnice spotřeby HM**

<b>Proměnná</b>	<b>VIF hodnota</b>
<b>SpotrCena</b>	16,915
<b>Prijem</b>	45,071
<b>Production</b>	21,838
<b>Import</b>	10,804
<b>Spotr<sub>t-1</sub></b>	23,956

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem ke skutečnosti, že většina proměnných je statisticky významná, je důsledkem multikolinearity skutečnost, že nelze separovat jejich vliv. Je tedy nutné dodat, že proměnné působí společně a nelze jednoznačně určit, která působí s největší intenzitou.

#### **Autokorelace reziduí**

Za pomoci Breusch-Godfreyova testu byla získána p-hodnota  $p = 0,673$ , tedy větší než statistická hladina významnosti 0,05, tedy nelze zamítnout nulovou hypotézu a lze konstatovat, že autokorelace reziduí modelu není přítomna.

#### **Normalita reziduí**

Prostřednictvím testu normality reziduí byla získána p - hodnota  $p = 0,613$  tedy větší než statistická hodnota významnosti 0,05, tedy lze konstatovat, že předpoklad normality reziduí není porušen.

#### **Heteroskedasticita**

Prostřednictvím Whiteova testu heteroskedasticity byla získána p – hodnota  $p = 0,25$ , tedy hodnota větší než statistická hodnota významnosti 0,05. Lze konstatovat, že v modelu je přítomna homoskedasticita.

### 4.2.3 Model dovozu hovězího masa

#### Deklarace modelu

##### Endogenní proměnná

Import.....dovoz hovězího masa do ČR v tisících tunách

##### Vysvětlující proměnné

Spotr\_1..... spotřeba hovězího masa v tisících tunách zpožděná o 1 období (1 rok)

Prijem..... průměrný hrubý příjem v tisících Kč / obyvatele v čase t

SpotrCena.... spotřebitelská cena za kg hovězího masa (průměr spotřebitelské ceny hovězího masa předního s kosti a hovězího masa zadního bez kostí)

##### Náhodná proměnná

$u_t$ .....náhodná složka

##### Ekonomicko-matematický model

$Import_t = f(Spotr_{t-1}, Prijem_t, SpotrCena_t)$

##### Ekonometrický zápis lineárního modelu

$Import_t = Spotr_{t-1} + Prijem_t + SpotrCena_t + u_t$

#### Předpoklady o směru odhadnutých parametrů

Existuje předpoklad, že **při zvýšení spotřeby** hovězího masa **zpožděné o jedno období** (1 rok) dojde ke **zvýšení importu** hovězího masa. Dovozci budou vyššími tržbami motivováni k dovozu většího objemu hovězího masa a tím generovat vyšší tržby.

Při **zvýšení hrubého měsíčního příjmu** dojde i **ke zvýšení importu** hovězího masa. Hlavním důvodem je, že producenti exportují výrobky do země s dostatečnou kupní silou a také skutečnost, že lidé si mohou dovolit koupit druh hovězího masa, který není v České republice produkován.

Při **zvýšení spotřebitelské ceny** daného statku v ČR se **zvýší** i jeho **dovoz**. Hlavním důvodem je vyšší zisk dovozců dané komodity.



## Odhad parametrů pomocí BMNČ

Použitím metody BMNČ byly odhadnuty hodnoty parametrů uvedené v tabulce č. 7:

Tabulka č. 7 - Odhad parametrů rovnice dovozu HM

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	-57,4092	2,98e-05	***
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	1,72034	0,0037	***
Prijem	$\gamma_3$	1,88027	0,0034	***
SpotrCena	$\gamma_4$	0,123545	0,3123	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

### Ekonomická verifikace

Pokud se **zvýší spotřeba hovězího masa v čase  $t-1$  o 1 kilogram / osobu /rok**, tak se **zvýší import hovězího masa o 1,72 tisíc tun**, ceteris paribus. Parametr lze považovat za ověřený, pokud se bude zvyšovat spotřeba, tak budou importéři motivováni vyššími tržbami dovážet větší množství hovězího masa. Při **zvýšení průměrného hrubého příjmu o 1 tisíc Kč se dovoz hovězího masa zvýší o 1,88 tisíc tun**, ceteris paribus. Parametr lze považovat za ověřený. Dovožci hovězího masa budou dovážet hovězí masa na trhy s dostatečnou kupní silou a také zákazníci budou disponovat dostatečnými finančními prostředky na koupi takových druhů mas, která v ČR nejsou k dispozici. V případě proměnné **spotřebitelská cena HM** lze konstatovat, že **směr a intenzita působení jsou v souladu s ekonomickou teorií**, nicméně parametr je statisticky nevýznamný.

### Statistická verifikace

V modelu importu hovězího masa byly jako statisticky významné parametry na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  identifikovány proměnné const (konstanta), Spotr\_1 (spotřeba HM v čase  $t-1$ ) a Prijem (průměrný hrubý příjem).

Adjustovaný koeficient determinace  $R^2 = 0,894$ , tedy jinými slovy změny vysvětlované proměnné jsou z 89,4 % vysvětlovány změnami vysvětlujících proměnných. Získaná p-hodnota modelu byla 5,09e-11, tedy menší než hladina významnosti  $\alpha=0,05$  a model lze považovat za statisticky významný.

## Ekonometrická verifikace

### Multikolinearita parametrů

Tabulka č. 8 - Korelační matice rovnice dovozu HM

	Import	Spotrtt-1	Prijem	SpotrCena
Import	1,0000	-0,7211	0,9126	0,9232
Spotrt <sub>t-1</sub>		1,0000	-0,9101	-0,8319
Prijem			1,0000	0,9621
SpotrCena				1,0000

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem k nedostatkům korelační matice byly proměnné testovány na lineární závislost VIF (hodnoty větší než 10 v níže uvedené tabulce mohou indikovat multikolinearitu):

Tabulka č. 9 - VIF hodnoty rovnice dovozu HM

Proměnná	VIF hodnota
Spotrt <sub>t-1</sub>	6,855
Prijem	28,413
SpotrCena	15,838

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Stejně jako v předešlé rovnici spotřeby HM i v rovnici dovozu HM byla detekována multikolinearita. I v tomto případě vzhledem ke statistické významnosti většiny proměnných nelze jednoznačně určit, jaký parametr působí s největší intenzitou.

### Autokorelace reziduí

Breusch-Godfreyovým testem autokorelace reziduí byla získána p-hodnota  $p = 0,187$ , tedy hodnota větší než hladina statistické významnosti, tedy lze konstatovat, že autokorelace reziduí není přítomna.

### Normalita reziduí

Na základě testu normality reziduí byla vypočítána p-hodnota  $p = 0,438$ , tedy lze konstatovat, že rezidua jsou normálně rozdělená.

## Heteroskedasticita

Whiteovým testem heteroskedasticity byla získána p-hodnota  $p = 0,794$ , tedy větší než hladina významnosti 0,05, tedy lze konstatovat, že je v modelu přítomna homoskedasticita.

### 4.2.4 Model produkce hovězího masa

#### Deklarace modelu

#### Endogenní proměnná

Production.....produkce hovězího masa v tisících tunách

#### Vysvětlující proměnná

SpotrCena\_1....spotřebitelská cena v čase t-1

Spotr\_1.....spotřeba hovězího masa v čase t-1

CZV\_1.....cena zemědělského výrobce v čase t-1

StavSkot\_1.....stavy skotu v tisících kusech v čase t-1

Export\_1.....vývoz hovězího masa v tisících tunách v čase t-1

Import\_1.....dovoz hovězího masa v tisících tunách v čase t-1

ExportAnimals\_1.....export živých zvířat

Production\_1.....produkce hovězího masa v tisících tunách v čase t-1

#### Náhodná proměnná

$u_t$ .....náhodná složka

#### Ekonomicko-matematický model

$Production = f(\text{SpotrCena}_{t-1}, \text{Spotr}_{t-1}, \text{CZV}_{t-1}, \text{StavSkot}_{t-1}, \text{Export}_{t-1}, \text{Import}_{t-1}, \text{ExportAnimals}_{t-1}, \text{Production}_{t-1})$

#### Ekonometrický zápis lineárního modelu

$Pr oduction = \gamma_1 \text{SpotrCena}_{t-1} + \gamma_2 \text{Spotr}_{t-1} + \gamma_3 \text{CZV}_{t-1} + \gamma_4 \text{StavSkot}_{t-1} + \gamma_5 \text{Export}_{t-1} + \gamma_6 \text{Im port}_{t-1} + \gamma_7 \text{ExportaAnimals}_{t-1} + \gamma_9 \text{Pr oduction}_{t-1} + u_t$

## Předpoklady o směru odhadnutých parametrů

**Zvýšení produkce** hovězího masa v čase **t-1**, bude mít za důsledek, **zvýšení produkce** v čase **t**. Producenti budou mít snahu zvyšovat objem výroby a tím dosahovat vyšších zisků.

**Zvýšení ceny zemědělského výrobce** v čase **t-1** způsobí **zvýšení produkce hovězího masa**, chovatelé budou motivováni možným zvýšením tržeb chovat více skotu.

Při **zvýšení objemu exportu** hovězího masa v čase **t-1** dojde i ke **zvýšení jeho produkce**, hlavní příčinnou bude motivace producentů hovězího masa generovat vyšší tržby.

**Zvýšení importu** hovězího masa v čase **t-1** způsobí **snížení domácí produkce** dané komodity, a to především kvůli skutečnosti obav domácích producentů z uplatnění jejich produkce na trzích.

Při **zvýšení stavů skotu** v čase **t-1** dojde i ke **zvýšení produkce hovězího masa**. Hlavním důvodem zpoždění této proměnné je doba výkrmu skotu.

## Odhad parametrů pomocí BMNČ

Tabulka č. 10 - Odhad parametrů produkce HM

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	-35,2973	0,2651	
SpotrCena <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	0,332218	0,0739	*
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_2$	5,45716	0,024	**
CZV <sub>t-1</sub>	$\gamma_3$	-0,958535	0,2018	
StavSkot <sub>t-1</sub>	$\gamma_4$	0,061778	0,0465	**
Import <sub>t-1</sub>	$\gamma_5$	0,11782	0,8033	
Export <sub>t-1</sub>	$\gamma_6$	0,39736	0,5471	
ExportAnimals <sub>t-1</sub>	$\gamma_7$	-0,169709	0,0134	**
Production <sub>t-1</sub>	$\gamma_8$	-0,139413	0,6592	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem ke zjištění, že směr působení CZV<sub>t-1</sub> je v rozporu s ekonomickou teorií a statistické nevýznamnosti proměnných Import<sub>t-1</sub>, Export<sub>t-1</sub> byly tyto proměnné z modelu vyloučeny a model byl znovu odhadnut. Koeficienty získané při novém odhadu jsou uvedeny v tabulce č. 11.

**Tabulka č. 11 - Odhad parametrů produkce HM po vyloučení proměnných Import<sub>t-1</sub>, Export<sub>t-1</sub>, CZV<sub>t-1</sub>**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	-63,8819	0,0083	***
SpotrCena <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	0,248500	0,0786	*
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_2$	3,46155	0,0198	**
StavSkot <sub>t-1</sub>	$\gamma_3$	0,0720243	0,0094	***
ExportAnimals <sub>t-1</sub>	$\gamma_4$	-0,163181	-4,244	***
Production <sub>t-1</sub>	$\gamma_5$	-0,00750187	-0,02972	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Dále byla vyloučena statisticky nevýznamná proměnná Production<sub>t-1</sub> (Produkce HM v čase t-1). Následným odhadem parametrů byly získány hodnoty parametrů uvedené v tabulce č. 12.

**Tabulka č. 12 - Odhad parametrů rovnice produkce HM po vyloučení proměnné Production<sub>t-1</sub>**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	-63,7134	0,0053	***
SpotrCena <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	0,250217	0,0459	**
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_2$	3,44295	0,0084	***
StavSkot <sub>t-1</sub>	$\gamma_3$	0,0713950	1,89e-05	***
ExportAnimals <sub>t-1</sub>	$\gamma_4$	-0,162804	0,0002	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem k neočekávanému směru působení produkce hovězího masa v čase t-1a zjištění možné příčiny byly dále odhadnuty autoregresní modely spotřeby a produkce hovězího masa.

**Tabulka č. 13 - Autoregresní model spotřeby HM**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	1,61211	0,0047	***
Spotr <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	1,10742	3,28e-05	***
Spotr <sub>t-2</sub>	$\gamma_2$	-0,767773	0,0074	***
Spotr <sub>t-3</sub>	$\gamma_3$	0,825409	0,0039	***
Spotr <sub>t-4</sub>	$\gamma_4$	-0,346535	0,0507	*

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

**Tabulka č. 14 - Autoregresní model produkce HM**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$\gamma_0$	15,1170	0,0002	***
Production <sub>t-1</sub>	$\gamma_1$	0,931819	0,0001	***
Production <sub>t-2</sub>	$\gamma_2$	-0,273277	0,3210	
Production <sub>t-3</sub>	$\gamma_3$	-0,256768	0,1969	
Production <sub>t-4</sub>	$\gamma_4$	0,367834	0,0012	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Z výše uvedených autoregresních modelů a střídání znamének v modelu spotřeby a produkce hovězího masa lze konstatovat, že v modelech funguje pavučinový teorém, který popisuje vyrovnávání nabídky a poptávky na trhu s hovězím masem, a tedy i modelu produkce hovězího masa, je záporné znaménko koeficientu produkce hovězího masa v čase  $t-1$  správné. Dále lze z výše uvedených modelů potvrdit předpoklad citlivosti spotřeby hovězího masa na spotřebitelské ceně, a nikoliv na průměrném hrubém příjmu.

### Ekonomická verifikace

**Zvýší-li se spotřební cena hovězího masa v čase  $t-1$  zvýší o 1 Kč / kilogram masa, zvýší se produkce dané komodity o 0,25 tisíc tun**, ceteris paribus. Parametr lze pokládat za ověřený, producenti hovězího masa budou motivováni vyššími zisky produkovat více hovězího masa. Vyššími zisky mohou být kromě producentů HM motivováni i maloobchodní prodejci, a to především obchodní řetězce. **Při zvýšení spotřeby hovězího masa v čase  $t-1$  o 1 kg / osobu / rok, se zvýší produkce hovězího masa o 3,443 tisíce tun**, ceteris paribus. Parametr lze pokládat za ověřený, producenti budou reagovat na zvýšení spotřeby v minulém období zvýšením produkce s cílem vyšších tržeb. **Pokud se zvýší stav skotu o 1 tisíc kusů v čase  $t-1$ , zvýší se produkce hovězího masa o 0,071 tisíc tun**, ceteris paribus. Parametr lze považovat za ověřený, při zvýšení stavu skotu se bude produkovat více hovězího masa s cílem dosažení vyššího zisku. Zpoždění  $t-1$  je dáno přibližnou dobou výkrmu hovězího masa. **Při zvýšení exportu živých zvířat o 1 tisíc kusů se sníží produkce hovězího masa o 0,008 tisíc tun** za podmínek ceteris paribus. Parametr lze považovat za ověřený. Při exportu živých zvířat ke zpracování v zahraničí lze předpokládat snížení domácí produkce.

### Statistická verifikace

V rovnici produkce hovězího masa byly za statisticky významné proměnné na hladině významnosti  $\alpha=0,01$  identifikovány proměnné const (konstanta), Spotr\_1 (spotřeba zpožděná o 1 období), StavSkot\_1 (stav skotu zpožděný o 1 období), ExportAnimals\_1 (export živých zvířat zpožděný o 1 období). Na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  byla jako statisticky významná proměnná identifikována SpotrCena $_{t-1}$ .

Adjustovaný koeficient determinace  $R^2 = 0,978$ , tedy změny vysvětlované proměnné jsou z 97, 8 % vysvětlovány predeterminovanými proměnnými.

Dále byla zjištěna p-hodnota modelu  $p = 5,65e-17$ , tedy menší než statistická hladina významnosti 0,05. Model lze považovat za statisticky významný.

## Ekonometrická verifikace

### Multikolinerarita parametrů

**Tabulka č. 15 - Korelační matice rovnice produkce HM**

	Production	SpotrCena <sub>t-1</sub>	Spotr <sub>t-1</sub>	StavSkot <sub>t-1</sub>	EportAnimals <sub>t-1</sub>
Production	1,0000	-0,8582	0,9737	0,9554	-0,6466
SpotrCena <sub>t-1</sub>		1,0000	<b>-0,8715</b>	-0,7902	<b>0,8012</b>
Spotr <sub>t-1</sub>			1,0000	<b>0,9452</b>	-0,6170
StavSkot <sub>t-1</sub>				1,0000	-0,4513
EportAnimals <sub>t-1</sub>					1,0000

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem k nedostatkům korelační matice byly proměnné testovány na lineární závislost použitím VIF (hodnoty větší než 10 v níže uvedené tabulce mohou indikovat multikolineritu):

**Tabulka č. 16 - VIF hodnoty rovnice produkce HM**

Proměnná	VIF hodnota
<b>SpotrCena<sub>t-1</sub></b>	8,202
<b>Spotr<sub>t-1</sub></b>	17,132
<b>StavSkot<sub>t-1</sub></b>	13,431
<b>ExportAnimals<sub>t-1</sub></b>	4,137

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Vzhledem ke skutečnosti, že proměnné jsou statisticky významné, není možné stejně jako v rovnici spotřeby a importu hovězího masa z důvodu přítomnosti multikolinerity separovat vliv jednotlivých proměnných. Lze tedy konstatovat, že působí společně a není možné jednoznačně určit, která z proměnných působí s největší intenzitou.

### Autokorelace reziduí

Breusch-Godfreyovým testem autokorelace reziduí byla získána p-hodnota  $p = 0,21$ , tedy větší než statistická hladina významnosti 0,05 a lze konstatovat, že v rovnici není autokorelace přítomna.

### Normalita reziduí

Testem normality reziduí byla získána p-hodnota  $p = 0,677$ , tedy  $p > 0,05$  a lze konstatovat, že rezidua jsou normálně rozdělená.

### Heteroskedasticita

Whiteovým testem heteroskedasticity byla získána p-hodnota  $p = 0,473$ , na základě skutečnosti, že  $p > 0,05$  lze konstatovat přítomnost homoskedasticity v modelu.

### Test stacionarity odhadnutých reziduí

Kromě testování stacionarity časových řad byla na stacionaritu za použití D – F testu jednotkového kořene testována odhadnutá rezidua.

Prostřednictvím D – F testu byly získány p-hodnoty uvedené v tabulce č. 17. P-hodnoty větší než hladina statistické významnosti 0,05 by znamenaly problém s nestacionaritou odhadnutých reziduí a regrese by byla vyhodnocena jako zdánlivá.

Tabulka č. 17 - Výsledky D-F testu jednotkového kořene odhadnutých reziduí

	Test bez konstanty	Test s konstantou	Test s konstantou a trendem
Rezidua 1. rovnice	9,389e-009	5,731e-007	1,084e-005
Rezidua 2. rovnice	5,181e-005	0,00141	0,008359
Rezidua 3. rovnice	2,845e-006	0,0001	0,001742

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Na základě výše uvedených p-hodnot získaných z D – F testu jednotkového kořene lze konstatovat, že v odhadnutých reziduích není přítomna nestacionarita, tedy rezidua jsou stacionární.

#### 4.2.5 Elasticita spotřeby hovězího masa

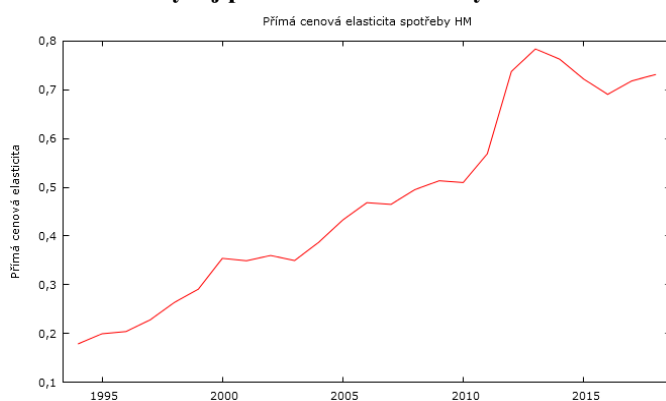
Tato kapitola se zabývá elasticitou spotřeby hovězího masa, jinými slovy závislostí spotřeby hovězího masa vysvětlujících proměnných.

Elasticita byla odhadnuta na základě parametrů modelu spotřeby hovězího masa.



Přímá cenová elasticita udává procentní změnu spotřeby hovězího masa, pokud se změna ceny hovězího masa změní o 1 %. Přímá cenová pružnost dosáhla v roce 2018 hodnoty  $e = -0,731$ . Hodnotu lze interpretovat, že zvýšení ceny hovězího masa o 1 % vyvolá snížení spotřeby hovězího masa o 0,731 %. Lze konstatovat, že spotřeba hovězího masa je cenově neelastická. Z grafu č. 11 lze dedukovat, že spotřeba hovězího masa se ve sledovaném období 1994 – 2018 stává více citlivou na spotřebitelskou cenu.

**Graf č. 11 - Vývoj přímé cenové elasticity HM**



Zdroj: vlastní zpracování

Příjmová pružnost vyjadřuje procentní změnu spotřeby hovězího masa, pokud se příjem změní o 1 %. V roce 2018 byla příjmová pružnost  $e = 0,014$ . Jinými slovy zvýšení příjmu o 1 % způsobí zvýšení spotřeby hovězího masa o 0,014 %. V případě příjmové elasticity lze konstatovat, že je neelastická.

Dále byla vypočítána závislost spotřeby hovězího masa na produkci tohoto statku a pro rok 2018 byla získána hodnota  $e = 0,5$ . Získanou hodnotu lze interpretovat tak, že 1% změna produkce hovězího masa zvýší jeho spotřebu o 0,5 %.

Výpočtem závislosti spotřeby hovězího masa na importu dané komodity byla získána elasticita  $e = 0,356$ , tedy zvýšení importu o 1 % dojde ke zvýšení spotřeby hovězího masa o 0,356 %.

Poslední vypočtenou elasticitou byla závislost spotřeby hovězího masa na spotřebě masa zpožděné o 1 období. Při zvýšení spotřeby hovězího masa v čase  $t-1$  o 1 % dojde ke zvýšení spotřeby hovězího masa o 0,289 %.

Na základě elasticit jednotlivých proměnných, které jsou vedeny v příloze č. 46, je možné konstatovat, že spotřeba nebude citlivě reagovat na zmíněné faktory, které působí společně.

Pokud by to bylo žádoucí, je na spotřebu možné působit jinými způsoby, například edukačními programy zaměřujícími se na výhody a zásady konzumace hovězího masa. Dále vyvstává otázka, zda spotřeba HM již není dostatečná a není na místě zaměřit se raději na zpracovatelský průmysl, aby nebyla živá zvířata vyvážená za účelem zpracování nebo na soběstačnost v hovězím mase.

### 4.3 Tornquistovy funkce

K odhadu parametrů Tornquistových funkcí byla využita data ze statistiky rodinných účtů pro rok 2017. Vzhledem ke skutečnosti, že příjmové skupiny jsou rozděleny do decilů a spotřeba domácností do kvintilů, byly příjmové skupiny sloučeny do 5 skupin. Výdaje příjmových skupin hovězího masa (včetně telecího) byly poskytnuty Českým statistickým ústavem. Data týkající se naturální spotřeby hovězího masa nejsou sledována, proto byly tyto údaje odhadnuty z výdajů na hovězí maso a průměrné ceny hovězího masa (průměr ceny hovězího masa byl získán jako průměrné ceny hovězího masa předního bez a s kostí a svíčkové). Torquistovy funkce vyjadřují závislost spotřeby na příjmu, proto jako vysvětlující proměnná vystupuje příjem, vysvětlovaná proměnná může být vyjádřena jako spotřeba statku v naturálních nebo v peněžních jednotkách (výdaje za hovězí maso).

#### 4.3.1 První Tornquistova funkce

První Tornquistova funkce vyjadřuje závislost spotřeby na příjmu u základních statků.

#### Deklarace proměnných

$y_1$ .....Spotřeba hovězího masa v kg / osobu / rok

$y_2$ .....Vydání za hovězí maso v Kč / osobu / rok

$x_p$ .....Průměrný čistý příjem v tis Kč / osobu / rok

Tabulka č. 18 - Odhad parametrů 1. TQ funkce pro spotřebu hovězího masa v kg / osobu / rok

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$a_1$	5,5	0,0952	*
Příjem	$a_2$	675,6	0,0041	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Rovnice pro 1.TQ funkci má po dosazení parametrů následující podobu:

$$y_{1t} = 5,5 * \frac{x_p}{x_p + 675,6} + u_t$$

Hladina nasycenosti, která byla určena dle 1.Tornquistovy funkce pro proměnou spotřeba dosahuje hodnoty 5,5 Kg / osobu / rok. Interpretace tohoto parametru říká, že při jakémkoliv příjmu spotřeba hovězího masa nepřekročí 5,5 kg na osobu za rok.

Modelem bylo potvrzeno, že v žádné z 5 příjmových skupin na základě dat z roku 2017 nebyla překročena hladina nasycení - trh není hovězím masem plně saturován.

### Verifikace modelu

Model byl verifikován testováním heteroskedasticity použitím Whiteova testu a byla získána p-hodnota  $p = 0,315$ , tedy lze konstatovat, že předpoklad homoskedasticity modelu je naplněn.

Na základě koeficientu determinace (adjustovaného koeficientu determinace) můžeme říci, že se nám modelem podařilo vysvětlit 94 – 95 % variability hodnot vysvětlované proměnné.

Tabulka č. 19 - Odhad parametrů 1. TQ funkce pro proměnou vydání za hovězí maso v Kč / os. / rok

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	a <sub>1</sub>	1758,9	0,0952	*
Příjem	a <sub>2</sub>	675,6	0,0041	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Rovnice pro 1.TQ funkci má po dosazení parametrů následující podobu

$$y_{2t} = 1758,9 * \frac{x_p}{x_p + 675,6} + u_t$$

Hladina nasycenosti, která byla určena dle 1.Tornquistovy funkce pro proměnou vydání dosahuje hodnoty 1758,9 Kč / osobu / rok. Interpretace tohoto parametru nám říká, že při jakémkoliv příjmu výdaje za hovězí maso nepřekročí 1758,9 Kč na osobu za rok. Modelem bylo potvrzeno, že v žádné z 5 příjmových skupin na základě dat z roku 2017 nebyla překročena hladina nasycení, tedy jinými slovy trh není hovězím masem plně saturován.

Pro porovnání v první příjmové skupině jsou výdaje za hovězí maso 299,3 Kč / rok, v páté příjmové skupině jsou roční výdaje za hovězí maso na úrovni 717,6 Kč.

### Verifikace modelu

V rámci verifikace modelu byl proveden pouze test heteroskedasticity prostřednictvím Whiteova testu a byl určen koeficient determinace a adjustovaný koeficient determinace. Výsledky testů jsou uvedeny příloze č. 39.

Na základě koeficientu determinace (adjustovaného koeficientu determinace) můžeme říci, že se nám modelem podařilo vysvětlit 94 – 95 % variability hodnot vysvětlované proměnné.

Whiteovým testem heteroskedasticity jsme získali hodnotu větší než je hladina významnosti 0,05, tedy můžeme říci, že předpoklad homoskedasticity modelu je naplněn.

### 4.3.2 Druhá Tornquistova funkce

Druhá Tornquistova funkce představuje model závislosti spotřeby na příjmu u relativně nezbytných statků.

#### Deklarace proměnných

$y_1$ .....Spotřeba hovězího masa v kg / osobu / rok

$y_2$ .....Vydání za hovězí maso v Kč / osobu / rok

$x_p$ .....Průměrný čistý příjem v tis Kč / osobu / rok

Tabulka č. 20 - Odhad parametrů 2. TQ funkce pro spotřebu hovězího masa v kg / osobu / rok

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
Const	$a_1$	5,62402	0,2769	
Prij	$a_2$	660,787	0,5343	
Minimální příjem	$a_3$	5,77186	0,9407	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

**Tabulka č. 21 - Odhad parametrů 2. TQ funkce pro proměnou vydání za hovězí maso v Kč / os. / rok**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
<b>Const</b>	a <sub>1</sub>	1785,29	0,2769	
<b>Prij</b>	a <sub>2</sub>	660,787	0,5343	
<b>Minimální příjem</b>	a <sub>3</sub>	5,77186	0,9407	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Při modelování 2. Tornquistovy funkce pro spotřebu a výdaje na hovězí maso žádný z parametrů nebyl odhadnut jako významný. Jinými slovy hovězí maso není relativně nezbytný statek.

### 4.3.3 Třetí Tornquistova funkce

Třetí Tornquistova funkce představuje model závislosti spotřeby na příjmu u luxusních statků.

#### Deklarace proměnných

y<sub>1</sub>.....Spotřeba hovězího masa v kg / osobu / rok

y<sub>2</sub>.....Vydání za hovězí maso v Kč / osobu / rok

x<sub>p</sub>.....Průměrný čistý příjem v tis Kč / osobu / rok

**Tabulka č. 22 - Odhad parametrů 3. TQ funkce pro spotřebu hovězího masa v kg / osobu / rok**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
<b>Const</b>	a <sub>1</sub>	0,00590790	0,9980	
<b>Prijem</b>	a <sub>2</sub>	21,1707	0,9616	
<b>Minimální příjem</b>	a <sub>3</sub>	2,05862	N/A	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

**Tabulka č. 23 - Odhad parametrů 3. TQ funkce pro proměnou vydání za hovězí maso v Kč / os. / rok**

Proměnná	Parametr	Koeficient	p-hodnota	Významnost
<b>Const</b>	a <sub>1</sub>	1,88048	0,9980	
<b>Příjem</b>	a <sub>2</sub>	21,1741	0,9616	
<b>Minimální příjem</b>	a <sub>3</sub>	2,06157	N/A	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Při odhadu 3. Tornquistovy funkce nebyl žádný z odhadnutých parametrů odhadnut jako významný, tedy hovězí maso nepatří ani mezi luxusní statky. Na základě ilustrativního odhadu všech tří Tornquistových funkcí lze konstatovat, že hovězí maso patří mezi základní statky.

## 5 Výsledky a diskuze

Hovězí maso je řazeno mezi základní suroviny jak v ČR, tak ve světě. Spolu s drůbežím a vepřovým masem je základem řady českých i světových pokrmů.

V roce 2018 bylo v ČR vyrobeno 72 tisíc tun, což je o 144 tisíc tun méně než v roce 1993. Naopak roste dovoz hovězího masa do ČR. V roce 2018 bylo do ČR dovezeno 38 tisíc tun hovězího masa, což je o 35,2 tisíc tun více než v roce 1993. Tato skutečnost je v souladu s tvrzením Jorsové (2018), která ve své publikaci uvádí, že produkce hovězího masa meziročně vzrostla o 2 %. Domácí produkce je nahrazována dovozem hovězího masa ze zahraničí.

V roce 1993 bylo spotřebováno 19,8 kilogramu na osobu za rok, v roce 2018 bylo na osobu a rok spotřebováno pouze 8,7 kilogramu hovězího masa. Spotřeba hovězího masa v ČR má obecně klesající tendenci.

Ve vlastní práci byly odhadnuty ekonometrickým modelováním rovnice spotřeby hovězího masa, importu hovězího masa a produkce této komodity.

V modelu spotřeby byly jako statisticky významné parametry ovlivňující spotřebu hovězího masa identifikovány proměnné spotřebitelská cena hovězího masa, produkce hovězího masa, import hovězího masa a spotřeba v čase t-1. Tato zjištění jsou v souladu s tvrzením Eva Bak-Filipek (2018), která se ve své práci zabývá změnami na trhu EU

s hovězím masem. V práci uvádí, že klíčovým faktorem, který ovlivňuje spotřebu hovězího masa, je právě jeho cena. Autoři Hupková, Bielik, Turčeková (2009) ve své práci, která se zabývá, modelováním poptávky po hovězím masu na slovenském trhu uvádí, že poptávku po hovězím masem ovlivňuje jeho spotřebitelská cena, cena vepřového masa, příjem a výskyt BSE. V souladu odhadnutými významnými parametry je i tvrzení Štikové (2004), která ve své práci uvádí, že spotřebitelská cena je jedním z hlavních faktorů, které ovlivňují spotřebu hovězího masa. Dále také uvádí, že spotřebu po hovězím masu také může ovlivnit vývoj cen substitutů hovězího masa, a to zejména vepřového a drůbežního masa. Autoři Hocquette, Ellies-Oury, Lherm, Pineau, Deblitz, Farmer (2018) tvrdí, že hlavním determinantem spotřeby hovězího masa je kupní síla. Tento předpoklad není v souladu s výsledky modelování spotřeby hovězího masa v ČR, kdy hrubý měsíční příjem byl modelem odhadnut jako statisticky nevýznamná proměnná.

V rámci aplikace modelu spotřeby hovězího masa byly ve vlastní práci vypočteny pružnosti pro jednotlivé proměnné v jednotlivých letech. Koeficient přímé cenové pružnosti pro rok 2018  $e = -0,731$ , koeficient příjmové pružnosti pro rok 2018  $e=0,014$ . V obou případech byly vypočtené elasticity menší než jedna, což je v souladu s tvrzením autorů Hupková, Bielik, Turčeková (2009), kteří ve své práci uvádí příjmovou elasticitu poptávky hovězího masa  $e=-0,471$  % a přímou cenovou elasticitu 0,892 %. K podobným výsledkům dospěli autoři Torson, Lusk, Schroeder (2018), kteří se ve své práci také zabývali analýzou determinantů poptávky po hovězím masu. Autoři dospěli v odhadu elasticity k podobným výsledkům. Pomocí svého modelu odhadují, že zvýšení ceny hovězího masa o 1 % sníží spotřebu této komodity o 0,479 %.

Lze tedy konstatovat, že z pohledu příjmové elasticity je hovězí maso jak na českém, tak na slovenském trhu pro domácnosti normálním statkem a spotřeba je cenově a příjmově neelastická.

V modelu importu hovězího masa byly jako významné proměnné ve vlastní práci identifikovány proměnné spotřeba v čase  $t-1$  a příjem. Je možné předpokládat, že importéři jsou motivováni kupní silou trhu a také je možné, že při vyšším příjmu si lidé mohou dovolit koupit druh masa, které není domácími producenty nabízeno.

V modelu produkce hovězího masa byly jako významné proměnné identifikovány proměnné spotřebitelská cena zpožděná o 1 období, spotřeba v čase  $t-1$ , stav skotu v čase  $t-1$  a export živých zvířat zpožděný o 1 období. Výsledky jsou v souladu s tvrzením

Jorsové (2018), která ve své publikaci uvádí, že na výrobu hovězího masa má kromě poptávky na domácím trhu vliv také export této komodity, a především export živého skotu na zahraniční trhy.

Ve vlastní práci byly odhadnuty všechny tři Tornquistovy funkce, které modelují závislost spotřeby na příjmu. Pouze při odhadu první Tornquistovy funkce byly zjištěny významné proměnné, tedy lze konstatovat, že hovězí maso je domácnostmi vnímáno jako základní statek. Dále v žádné příjmové skupině nebyla překročena hladina nasycení trhu.

Na základě porovnání bazických indexů spotřeby a produkce hovězího masa lze konstatovat, že od roku 2012 produkce hovězího masa převyšuje spotřebu, tedy pokud pomíneme export hovězího masa, lze říci, že ČR je soběstačná na hovězím mase, což je v souladu s tvrzením Jorsové (2018), která ve své publikaci uvádí, že soběstačnost na hovězím mase v ČR dosáhla 121,7 %

## **6 Závěr**

Cílem diplomové byla identifikace a kvantifikace vlivu hlavních determinant spotřeby hovězího masa. Ekonometrické modely byly zpracovány za použití jednorovnicových lineárních regresních modelů pro proměnné spotřeba hovězího masa, import hovězího masa a produkce hovězího masa.

V modelu spotřeby hovězího masa byly za vysvětlující proměnné zvoleny spotřeba hovězího masa zpožděná o 1 období (1 rok), spotřebitelská cena, hrubý měsíční příjem, produkce hovězího masa a import hovězího masa. Pomocí metody OLS byly jako statisticky významné determinanty spotřeby identifikovány: spotřebitelská cena, produkce HM, import HM a produkce HM zpožděná o 1 období. Vzhledem k přítomné multikolinearitě mezi vysvětlujícími proměnnými nelze separovat vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných a nelze konstatovat, jaká proměnná má na spotřebu největší vliv.



Dílním cílem práce bylo posouzení vývoje spotřeby HM a dalších významných faktorů této komodity. Za použití lineárních regresních modelů byl odhadnut model importu a produkce hovězího masa.

Po vyloučení statisticky nevýznamných proměnných byly v modelu importu HM zvoleny pro odhad následující vysvětlující proměnné: spotřeba HM zpožděná o 1 období, průměrný hrubý příjem a spotřebitelská cena HM. V tomto modelu patří mezi statisticky významné determinanty importu HM spotřeba zpožděná o 1 období a průměrný hrubý příjem.

V modelu produkce hovězího masa byly po vyloučení statisticky nevýznamných proměnných zvoleny za vysvětlující proměnné: spotřebitelská cena zpožděná o 1 období, spotřeba zpožděná o 1 období, stav skotu zpožděný o 1 období a export živých zvířat zpožděný o 1 období. Jako statisticky významné determinanty byly odhadnuty všechny proměnné. Vzhledem k přítomnosti multikolinearity nelze separovat vliv jednotlivých proměnných.

Posledním cílem práce bylo nalezení hladiny nasycenosti spotřeby hovězího masa. Ve vlastním výzkumu bylo zjištěno, že reálná spotřeba hovězího masa je podhodnocena. Na základě dat z Českého statistického úřadu nebylo ani v jedné příjmové skupině dosaženo hladiny nasycenosti. Ačkoliv bylo na základě odhadu všech 3 Tornquistových funkcí zjištěno, že hovězí maso je vnímáno jako základní statek, je možné, že nižší příjmové skupiny dávají přednost levnějším substitutům nebo mají jiné stravovací návyky.

Spotřeba hovězího masa má, dle odhadu trendových funkcí, klesající tendenci, což může být způsobeno řadou faktorů, jako preference ostatních druhů mas, změna stravovacích návyků, spotřebitelská cena hovězího masa a ceny ostatních druhů mas.

## 7 Seznam použitých zdrojů

### 7.1 Tištěné zdroje

BIELIK, Peter, 1995. *Agrárna ekonomika*. Nitra: Vysoká škola poľnohospodárska. ISBN 80-7137-239-0.

CIPRA, Tomáš, 2013. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress. ISBN 978-80-86929-93-4.

HANČLOVÁ, Jana, 2012. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-7431-088-1.

HLADÍK, René, 2014. *Ekonomie: Základní kurs*. 5. vydání. RENECO. ISBN 978-80-86563-44-2.

HOLMAN, Robert. *Mikroekonomie: středně pokročilý kurz*. Praha: C.H. Beck, 2002. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 80-7179-737-5.

HOLMAN, Robert, 2018. *Mikroekonomie: středně pokročilý kurz*. 3. aktualizované vydání. V Praze: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7400-397-4.

HUŠEK, Roman, 1999. *Ekonometrická analýza*. Praha: Ekopress. ISBN 80-86119-19-X.

KEŘKOVSKÝ, Miloslav a Jiří LUŇÁČEK, 2012. *Úvod do mikroekonomie: s využitím prvků distančního studia*. V Praze: C.H. Beck. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-365-6.

RAMANATHAN, Ramu, c2002. *Introductory econometrics with applications*. 5th ed. Fort Worth: Harcourt College Publishers. ISBN 0030341868.

SVATOŠ, Miroslav, 1999. *Ekonomika zemědělství a Evropské integrace*. 2., propracované vydání. Praha, Nitra: Praha : Česká zemědělská univerzita ; Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita. ISBN 80-213-0288-7.

SVATOŠOVÁ, Libuše a Bohumil KÁBA, 2008. *Statistické metody II*. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta. ISBN 978-80-213-1736-9.

TVRDONĚ, Jiří, 2001. *Ekonometrie*. Vyd. 5, 17. dotisk. Praha: Česká zemědělská univerzita. ISBN 978-80-213-0819-0.

## 7.2 Elektronické zdroje

BAK-FILIPEK, Ewa, 2018. Problems of World Agriculture volume 18: Changes in the EU Beef Market. *Scientific Journal Warsaw University of Life Sciences – SGGW*. **18**(4), 10. DOI: 10.22630/PRS.2018.18.4.101.

HOCQUETTE, Jean-François, Marie-Pierre ELLIES-OURY, Michel LHERM, Christele PINEAU, Claus DEBLITZ a Linda FARMER, 2018. Current situation and future prospects for beef production in Europe. *Asian-Australasian Association of Animal Production Societies (AAAP)* [online]. 24.5.2018, **31**(7), 18 [cit. 2019-11-21]. DOI: 10.5713/ajas.18.0196. Dostupné z: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6039334/>

KAŠPAROVÁ, Kateřina, Roman SVOBODA, Lucie SEVEROVÁ a Jana HINKE, Evaluation of the performance of Czech agriculture. In: *AGRICULTURAL RESEARCH COMMUNICATION CENTRE* [online]. online: Indian J. Agric. Res., s. 7 [cit. 2019-11-22]. DOI: 10.18805/IJARE.A-288. ISBN ISSN: 0976-058X. ISSN 0976-058X. Dostupné z: 2018

SCHROEDER, Ted C., Thomas L. MARSH a James MINTERT, 2000. *Beef Demand Determinants*. Kansas State University. Report Prepared for the Joint Evaluation Advisory Committee. Kansas State University.

Šimpach, Ondřej & Šimpachová Pechrová, Marie. (2018). FOOD AVAILABILITY AND THE DEVELOPMENT OF THE CONSUMER PRICES OF MEAT.

*Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso*, [2018]. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR v Agrospoji, **2018**. ISSN 1211-7692.

SLABOCH, Josef a Pavel KOTYZA, <https://jcea.agr.hr/>. Comparison of self-sufficiency of selected types of meat in the Visegrad countries. *Central European Agriculture Journal* [online]. **17**(3), 22 [cit. 2019-11-21]. DOI: 10.5513/JCEA01/17.3.1777. Dostupné z: <https://jcea.agr.hr/en/issues/article/1777>

*SZIF - Státní zemědělský intervenční fond* [online], 2018. [cit. 2019-08-15]. Dostupné z: <http://www.szif.cz/cs/>

ŠTIKOVÁ, Olga, 2015. Jaké vlivy nejvíce působily na poptávku a vývoj spotřeby hovězího masa v ČR. *Společnost pro výživu* [online]. Praha: Společnost pro výživu [cit. 2020-03-09]. Dostupné z: <https://www.vyzivaspol.cz/jake-vlivy-nejvice-pusobily-na-poptavku-a-vyvoj-spotreby-hoveziho-masa-v-cr/>

TONSOR, Glynn T., Jayson L. LUSK a Ted C. SCHROEDER, 2018. *Assessing Beef Demand Determinants*. Kansas State University, Purdue University. Report prepared for the Cattlemen's Beef Board. Kansas State University, Purdue University.

Trends and forecasts of red meat consumption in the world and in Poland in the years 2015 – 2025, 2018. *World Scientific News - An International Scientific Journal* [online]. 2018(1), 15 [cit. 2019-11-21]. ISSN 2392-2192. Dostupné z: <http://www.worldscientificnews.com/>

Univerzita-Online.cz: *Základní ekonomické pojmy* [online], [cit. 2019-08-15]. Dostupné z: <http://www.univerzita-online.cz/pek/ekonomika/zakladni-ekonomicke-kategorie/>

## 8 Přílohy

Příloha č. 1 - Stavby skotu ve světě (tis ks) .....	86
Příloha č. 2 - Vývoj stavů skotu v EU celkem a vybraných zemích (tis. ks).....	86
Příloha č. 3 - Vývoj početních stavů skotu v ČR celkem a krav dle kategorií k 1.4 2018 .	87
Příloha č. 4 - Bilance spotřeby a výroby hovězího masa (tisíc tun živé hmotnosti).....	87
Příloha č. 5 - Rozdělení finančních prostředků na PP v ČR v roce 2018 (mld. Kč).....	87
Příloha č. 6 - Podkladová data pro odhad jednotlivých rovnic .....	88
Příloha č. 7 - D-F test stacionarity pro proměnnou ExportAnimals <sub>t-1</sub> .....	88
Příloha č. 8 - D-F test stacionarity pro proměnnou Import .....	89
Příloha č. 9 - D-F test stacionarity pro proměnnou Prijem .....	89
Příloha č. 10 - D-F test stacionarity pro proměnnou Production .....	90
Příloha č. 11 - D-F test stacionarity pro proměnnou Spotr .....	90
Příloha č. 12 - D-F test stacionarity pro proměnnou Spotr <sub>t-1</sub> .....	91
Příloha č. 13 - D-F test stacionarity pro proměnnou SpotrCena.....	91
Příloha č. 14 - D-F test stacionarity pro proměnnou SpotrCena <sub>t-1</sub> .....	92
Příloha č. 15 - D-F test stacionarity pro proměnnou StavSkot <sub>t-1</sub> .....	92
Příloha č. 16 - Test stacionarity odhadnutých reziduí produkce HM .....	93
Příloha č. 17 - Test stacionarity odhadnutých reziduí Spotreba HM .....	93
Příloha č. 18 - Test stacionarity odhadnutých reziduí Import HM .....	94
Příloha č. 19 - Odhad parametrů rovnice spotřeby HM .....	94
Příloha č. 20 - Odhad parametrů importu HM .....	95
Příloha č. 22 - Odhad parametrů modelu produkce HM.....	95
Příloha č. 23 - Odhad parametrů spotřeby HM po vyloučení nevýznamných proměnných .....	96
Příloha č. 24 – Autoregresní model spotřeby HM .....	96
Příloha č. 25 – Autoregresní model produkce HM .....	97
Příloha č. 26 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model spotřeby HM.....	97
Příloha č. 27 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model importu HM.....	98
Příloha č. 28 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model produkce HM ....	98
Příloha č. 29 - Test normality reziduí pro model spotřeby HM .....	99
Příloha č. 30 - Test normality reziduí pro model importu HM .....	99
Příloha č. 31 - Test normality reziduí pro model produkce HM .....	100
Příloha č. 32 - Whiteův test heteroskedasticity pro model spotřeby HM .....	100
Příloha č. 33 - Whiteův test heteroskedasticity pro model importu HM .....	101
Příloha č. 34 - Whiteův test heteroskedasticity pro model spotřeby HM .....	101

Příloha č. 35 - VIF hodnoty – rovnice spotřeby HM .....	102
Příloha č. 36 - VIF hodnoty – rovnice importu HM .....	102
Příloha č. 37 - VIF hodnoty – rovnice produkce HM .....	102
Příloha č. 38 - Podkladová data pro odhad TQ funkcí.....	103
Příloha č. 39 - Odhadnuté parametry 1.TQ funkce pro výdaje na HM.....	103
Příloha č. 40 - Odhadnuté parametry 1.TQ funkce pro spotřebu HM .....	104
Příloha č. 41 - Odhadnuté parametry 2.TQ funkce pro výdaje na HM.....	104
Příloha č. 42 - Odhad parametrů 2.TQ funkce pro spotřebu HM .....	105
Příloha č. 43 - Odhad parametrů 3.TQ funkce pro spotřebu HM .....	105
Příloha č. 44 - Odhad parametrů 3.TQ funkce pro výdaje na HM .....	106
Příloha č. 45 - Whiteův test heteroskedasticity 1.TQ funkce pro výdaje na HM .....	106
Příloha č. 46 - Whiteův test heteroskedasticity 1.TQ funkce pro spotřebu HM.....	107
Příloha č. 47 - Elasticity jednotlivých proměnných v modelu spotřeby HM .....	107

**Příloha č. 1 - Stavy skotu ve světě (tis ks)**

	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018**</b>
<b>Indie*</b>	300 600	301 100	302 600	303 600	305 000
<b>Brazílie</b>	207 959	213 035	219 180	226 045	232 350
<b>Čína</b>	103 000	100 450	100 275	99 173	96 850
<b>USA</b>	88 526	89 143	91 918	93 705	94 399
<b>EU 27</b>	87 619	88 406	89 152	89 152	88 439
<b>Argentina</b>	51 545	51 545	52 565	53 515	53 715
<b>Austrálie</b>	29 291	29 102	27 413	24 971	25 500
<b>Rusko</b>	19 564	19 152	18 879	18 638	18 564
<b>Mexiko</b>	17 760	17 120	16 615	16 490	16 584
<b>Turecko</b>	11 533	14 345	14 128	14 222	14 500
<b>Kanada</b>	12 050	11 640	11 610	11 535	11 575
<b>ostatní</b>	75 956	44 598	44 152	44 311	44 353
<b>Celkem</b>	<b>1 008 403</b>	<b>979 636</b>	<b>988 487</b>	<b>995 357</b>	<b>1 001 829</b>

Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso 2018, vlastní zpracování

Poznámka:\*Indie stavy včetně buvolů;

\*\* předběžně, údaje pouze za sledované země

**Příloha č. 2 - Vývoj stavů skotu v EU celkem a vybraných zemích (tis. ks)**

	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>
<b>Česká republika</b>	1 366	1 340	1 366	1 365
<b>Belgie</b>	2 503	2 501	2 386	2 398
<b>Dánsko</b>	1 566	1 554	1 558	1 530
<b>Německo</b>	12 635	12 467	12 281	11 949
<b>Irsko</b>	6 422	6 613	6 674	6 593
<b>Španělsko</b>	6 183	6 318	6 466	6 511
<b>Francie</b>	19 406	19 004	18 975	18 563
<b>Itálie</b>	6 156	6 315	6 350	6 311
<b>Nizozemsko</b>	4 315	4 294	4 030	3 690
<b>Rakousko</b>	1 958	1 954	1 943	1 913
<b>Polsko</b>	5 763	5 970	6 036	6 183
<b>Portugalsko</b>	1 606	1 635	1 670	1 632
<b>Rumunsko</b>	2 092	2 050	2 011	2 002
<b>Švédsko</b>	1 428	1 436	1 449	1 435
<b>Spojené království</b>	9 816	9 806	9 787	9 676
<b>Ostatní země</b>	5 923	5 877	5 837	5 757
<b>Celkem</b>	<b>89 138</b>	<b>89 134</b>	<b>88 819</b>	<b>87 508</b>

Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso 2018, vlastní zpracování

**Příloha č. 3 - Vývoj početních stavů skotu v ČR celkem a krav dle kategorií k 1.4 2018**

Kategorie	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
<b>Skot celkem</b>	1 349 286	1 343 686	1 352 685	1 352 822	1 373 560	1 407 132	1 415 658	1 421 242	1 415 770
<b>Krávy dojné</b>	383 523	373 832	373 136	367 327	372 632	376 144	372 510	369 802	365 448
<b>Krávy bez tržní produkce mléka</b>	167 722	177 704	178 089	184 597	191 331	203 958	211 237	216 095	221 874
<b>Krávy celkem</b>	<b>551</b> <b>245</b>	<b>551</b> <b>536</b>	<b>551</b> <b>223</b>	<b>551</b> <b>924</b>	<b>563</b> <b>963</b>	<b>580</b> <b>102</b>	<b>583</b> <b>747</b>	<b>585</b> <b>897</b>	<b>587</b> <b>322</b>

Zdroj: ČSÚ – Soupis hospodářských zvířat, vlastní zpracování

**Příloha č. 4 - Bilance spotřeby a výroby hovězího masa (tisíc tun živé hmotnosti)**

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Počáteční zásoba	11,8	11,3	11,8	7,1	8,7	8,8	7,5	6,3	5,2
Výroba	170,6	170,3	170,8	164,0	169,6	174,7	173,3	166,0	174,0
Dovoz	43,1	43,2	37,7	42,4	44,8	47,2	67,7	77,0	78,6
Celková nabídka	225,7	224,8	220,3	213,5	223,1	230,7	248,5	249,3	257,8
Domácí spotřeba	149,3	139,7	129,9	112,2	121,1	117,9	134,8	138,2	143,0
Vývoz	65,1	73,1	83,5	92,6	94,6	105,3	107,4	105,9	109,4
Celková poptávka	214,4	212,8	213,4	204,8	215,7	223,2	242,2	244,1	252,4
Konečná zásoba	11,3	11,8	7,1	8,7	8,8	7,5	6,3	5,2	5,4
Soběstačnos t %	114,5	121,6	131,5	146,2	140,3	148,2	128,6	120,1	121,7

Zdroj: ČSÚ, ÚZEI, MZE, celní statistika, vlastní zpracování

Poznámka: koeficient přepočtu živé hmotnosti na jatečnou 0,54

**Příloha č. 5 - Rozdělení finančních prostředků na PP v ČR v roce 2018 (mld. Kč)**

<b>Celkem</b>	<b>22,170</b>
<b>Greening</b>	6,651
<b>VCS</b>	3,325
<b>MZ</b>	0,190
<b>SAPS</b>	12,004

Zdroj: Situační a výhledová zpráva skot - hovězí maso 2018

**Příloha č. 6 - Podkladová data pro odhad jednotlivých rovnic**

Rok	Spořeba HM	Spotřebitelská cena	Hrubý příjem	Cena zemědělského výrobce	Stav skotu	Výroba HM	Dovoz HM	Vývoz HM	Vývoz živých zvířat
	kg / os / rok	Kč/kg	tis. Kč	Kč / kg / živé hmotnosti	tis. kusů	tis. tun	tis. tun	tis. tun	tis. kusů
Year	Spotr	SpotrCena	Prijem	CZV	StavSkot	Production	Import	Export	EportAnimals
1993	19,8	65,585	5,904	23,14975	2512	216	2,8	5,3	139,805
1994	18,4	90,2	7,004	27,7445	2161	170	7,8	1,1	90
1995	18,5	95,225	8,307	32,04975	2030	170	3,0	1,8	76,99
1996	18,2	95,81	9,825	33,08725	1989	164	3,7	1,8	63,542
1997	16,1	101,19	10,802	31,95	1866	156	1,4	2,4	83,617
1998	14,3	104,705	11,801	34,9925	1701	134	5,5	1,4	67,146
1999	13,8	103,665	12,797	34,4525	1657	121	3,3	2,2	53,88
2000	12,3	114,205	13,219	36,97	1574	108	3,9	1,5	40,31
2001	10,2	106,785	14,378	31,665	1582	106	0,1	12,6	46,192
2002	11,2	107,195	15,524	31,5325	1520	109	1,7	6,4	61,806
2003	11,5	107,025	16,43	30,465	1474	108	2,7	2,0	73,891
2004	10,3	114,08	17,466	35,0175	1428	97	8,2	1,9	126,924
2005	9,9	119,065	18,344	41,1575	1397	81	17,6	1,8	141,137
2006	10,4	122,785	19,546	41,525	1374	79	16,2	2,2	123,684
2007	10,8	124,275	20,957	38,9725	1391	79	17,2	3,8	146,635
2008	10,14	129,315	22,592	37,1525	1402	80	14,6	5,7	153,865
2009	9,4	132,135	23,344	37,955	1363	77	18,8	5,1	168,575
2010	9,4	130,465	23,864	38,52	1349	74	22,2	6,6	163,911
2011	9,11	138,38	24,455	39,7675	1344	72	21,6	8,2	171,223
2012	8,1	154,67	25,067	43,6375	1354	66	19,4	7,9	183,23
2013	7,51	157,285	25,035	41,945	1353	65	20,7	7,7	182,392
2014	7,86	156,335	25,768	40,5225	1374	66	23,7	7,8	196,173
2015	8,14	155,615	26,591	41,1875	1407	69	24,7	8,5	230,293
2016	8,5	161,765	27,764	41,905	1416	73	32,0	10,5	240,451
2017	8,4	168,16	29,638	43,7775	1421	68	37,2	10,0	227,298
2018	8,7	173,125	31,868	43,9875	1416	72	38,0	11,7	237,085

Zdroj: ČSÚ, FAO, vlastní zpracování

**Příloha č. 7 - D-F test stacionarity pro proměnnou ExportAnimals<sub>t-1</sub>**

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro EportAnimals<sub>t-1</sub>  
 testing down from 8 lags, criterion AIC  
 počet pozorování 24  
 nulová hypotéza jednotkového koefentu:  $a = 1$

test bez konstanty  
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)EportAnimals<sub>t-1</sub>  
 model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : 0,0236459  
 testovací statistika:  $\tau_{nc}(1) = 0,771233$   
 p-hodnota 0,8736  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,185

test s konstantou  
 s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)EportAnimals<sub>t-1</sub>  
 model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0,00121088  
 testovací statistika:  $\tau_{c}(1) = -0,0162055$   
 p-hodnota 0,948  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,201

s konstantou a trendem  
 s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)EportAnimals<sub>t-1</sub>  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -1,64977  
 testovací statistika:  $\tau_{ct}(1) = -2,61704$   
 asymptotická p-hodnota 0,2726  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,223  
 zpožděné diference:  $F(7, 7) = 1,621 [0,2697]$

Zdroj: Gretl



## Příloha č. 8 - D-F test stacionarity pro proměnnou Import

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Import  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 25  
nulová hypotéza jednotkového kořenu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Import
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,07751
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,81128
p-hodnota 0,98
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,092
```

```
test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Import
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0293693
testovací statistika: tau_c(1) = 0,419833
p-hodnota 0,9798
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,056
```

```
s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Import
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,4039
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,46692
asymptotická p-hodnota 0,3448
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,003
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 9 - D-F test stacionarity pro proměnnou Prijem

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Prijem  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 24  
nulová hypotéza jednotkového kořenu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Prijem
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0136625
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,69975
asymptotická p-hodnota 0,9789
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,028
```

```
test s konstantou
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Prijem
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0417997
testovací statistika: tau_c(1) = -1,66731
asymptotická p-hodnota 0,448
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,346
zpožděné difference: F(8, 7) = 4,426 [0,0326]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Prijem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,05451
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,56218
asymptotická p-hodnota 0,298
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,142
zpožděné difference: F(6, 10) = 3,999 [0,0264]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 10 - D-F test stacionarity pro proměnnou Production

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Production  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 18  
nulová hypotéza jednotkového koefenu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)Production
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00456497
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,14872
asymptotická p-hodnota 0,7292
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,049
zpožděné diference: F(7, 10) = 1,952 [0,1628]
```

```
test s konstantou
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)Production
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,303004
testovací statistika: tau_c(1) = -1,12359
asymptotická p-hodnota 0,7088
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,221
zpožděné diference: F(7, 9) = 1,854 [0,1911]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Production
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,172457
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,851942
asymptotická p-hodnota 0,9595
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,071
zpožděné diference: F(8, 6) = 8,296 [0,0094]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 11 - D-F test stacionarity pro proměnnou Spotr

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Spotr  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 23  
nulová hypotéza jednotkového koefenu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotr
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0564343
testovací statistika: tau_nc(1) = -3,31802
asymptotická p-hodnota 0,0008873
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,235
zpožděné diference: F(2, 20) = 2,830 [0,0827]
```

```
test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotr
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,180133
testovací statistika: tau_c(1) = -4,07114
asymptotická p-hodnota 0,001082
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,053
zpožděné diference: F(2, 19) = 4,337 [0,0281]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotr
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,14857
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,43216
asymptotická p-hodnota 0,8518
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,069
zpožděné diference: F(2, 18) = 4,095 [0,0342]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 12 - D-F test stacionarity pro proměnnou Spotr<sub>t-1</sub>

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Spotr<sub>t-1</sub>  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 22  
nulová hypotéza jednotkového koefienu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotrt-1
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0616686
testovací statistika: tau_nc(1) = -3,6058
asymptotická p-hodnota 0,0003078
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,234
zpožděné diference: F(2, 19) = 3,385 [0,0553]

test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotrt-1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,174575
testovací statistika: tau_c(1) = -3,89984
asymptotická p-hodnota 0,002044
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,062
zpožděné diference: F(2, 18) = 4,634 [0,0238]

s konstantou a trendem
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Spotrt-1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,18032
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,62566
asymptotická p-hodnota 0,7832
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,059
zpožděné diference: F(2, 17) = 4,125 [0,0346]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 13 - D-F test stacionarity pro proměnnou SpotrCena

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SpotrCena  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 22  
nulová hypotéza jednotkového koefienu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0413386
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,90173
asymptotická p-hodnota 0,9992
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,051
zpožděné diference: F(3, 18) = 0,583 [0,6341]

test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0309498
testovací statistika: tau_c(1) = 0,573688
asymptotická p-hodnota 0,9891
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,045
zpožděné diference: F(3, 17) = 0,541 [0,6604]

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,802968
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,08456
asymptotická p-hodnota 0,5539
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,430
zpožděné diference: F(8, 6) = 1,694 [0,2684]
```

Zdroj: Gretl



## Příloha č. 14 - D-F test stacionarity pro proměnnou SpotrCena<sub>t-1</sub>

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro SpotrCena<sub>1</sub>  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 21  
nulová hypotéza jednotkového koefienu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena_1
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0410097
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,75881
asymptotická p-hodnota 0,9988
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,050
zpožděné diference: F(3, 17) = 0,554 [0,6522]
```

```
test s konstantou
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena_1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0266866
testovací statistika: tau_c(1) = 0,449082
asymptotická p-hodnota 0,985
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,043
zpožděné diference: F(3, 16) = 0,513 [0,6789]
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)SpotrCena_1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,743052
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,64499
asymptotická p-hodnota 0,7752
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,414
zpožděné diference: F(8, 5) = 1,453 [0,3536]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 15 - D-F test stacionarity pro proměnnou StavSkot<sub>t-1</sub>

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro StavSkot<sub>1</sub>  
testing down from 8 lags, criterion AIC  
počet pozorování 16  
nulová hypotéza jednotkového koefienu:  $a = 1$

```
test bez konstanty
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)StavSkot_1
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0183379
testovací statistika: tau_nc(1) = 3,46222
asymptotická p-hodnota 0,9999
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,065
zpožděné diference: F(8, 7) = 5,270 [0,0206]
```

```
test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)StavSkot_1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,179185
testovací statistika: tau_c(1) = -3,83513
asymptotická p-hodnota 0,002579
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,011
```

```
s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)StavSkot_1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,336531
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,00685
asymptotická p-hodnota 0,597
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,036
zpožděné diference: F(6, 9) = 2,256 [0,1313]
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 16 - Test stacionarity odhadnutých reziduí produkce HM

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ProdukceHM
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 23
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ProdukceHM
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,93293
testovací statistika: tau_nc(1) = -4,71586
asymptotická p-hodnota 2,845e-006
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,058

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ProdukceHM
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,930756
testovací statistika: tau_c(1) = -4,59188
asymptotická p-hodnota 0,0001
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,066

s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ProdukceHM
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,925166
testovací statistika: tau_ct(1) = -4,4532
asymptotická p-hodnota 0,001742
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,078
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 17 - Test stacionarity odhadnutých reziduí Spotřeba HM

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Spotřeba
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 23
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Spotřeba
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,36293
testovací statistika: tau_nc(1) = -5,8672
asymptotická p-hodnota 9,389e-009
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,126

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Spotřeba
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,36241
testovací statistika: tau_c(1) = -5,7117
asymptotická p-hodnota 5,731e-007
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,126

s konstantou a trendem
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Spotřeba
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,36229
testovací statistika: tau_ct(1) = -5,58478
asymptotická p-hodnota 1,084e-005
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,108
```

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 18 - Test stacionarity odhadnutých reziduí Import HM

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ReziduaImport  
 testing down from 8 lags, criterion AIC  
 počet pozorování 23  
 nulová hypotéza jednotkového kořenu:  $a = 1$

test bez konstanty  
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ReziduaImport  
 model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0,935622  
 testovací statistika:  $\tau_{nc}(1) = -4,05405$   
 asymptotická p-hodnota 5,181e-005  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro  $e$ : -0,062

test s konstantou  
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ReziduaImport  
 model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0,944326  
 testovací statistika:  $\tau_c(1) = -4,00102$   
 asymptotická p-hodnota 0,00141  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro  $e$ : -0,066

s konstantou a trendem  
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)ReziduaImport  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 odhadovaná hodnota  $(a - 1)$ : -0,963751  
 testovací statistika:  $\tau_{ct}(1) = -4,01266$   
 asymptotická p-hodnota 0,008359  
 autokorelační koeficient 1. řádu pro  $e$ : -0,069

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 19 - Odhad parametrů rovnice spotřeby HM

Model 1: OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
 Závisle proměnná: Spotr

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	5,05968	2,46560	2,052	0,0542 *
SpotrCena	-0,0373091	0,0181942	-2,051	0,0544 *
Prijem	0,00393688	0,105980	0,03715	0,9708
Production	0,0616371	0,0148854	4,141	0,0006 ***
Import	0,0827232	0,0321947	2,569	0,0188 **
Spotr_1	0,303446	0,145121	2,091	0,0502 *

Střední hodnota závisle proměnné 11,24640  
 Sm. odchylka závisle proměnné 3,398242  
 Součet čtverců reziduí 5,660761  
 Sm. chyba regrese 0,545834  
 Koeficient determinace 0,979575  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,974200  
 F(5, 19) 182,2495  
 P-hodnota(F) 2,28e-15  
 Logaritmus věrohodnosti -16,90700  
 Akaikovo kritérium 45,81399  
 Schwarzovo kritérium 53,12725  
 Hannan-Quinnovo kritérium 47,84238  
 rho (koeficient autokorelace) 0,073494  
 Durbinovo h 0,534027

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 3 (Prijem)

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 20 - Odhad parametrů importu HM

Model 3: OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
Závisle proměnná: Import

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-57,4092	10,8359	-5,298	2,98e-05	***
Spotr_1	1,72034	0,526209	3,269	0,0037	***
Prijem	1,88027	0,570366	3,297	0,0034	***
SpotrCena	0,123545	0,119338	1,035	0,3123	

Střední hodnota závisle proměnné	14,61616
Sm. odchylka závisle proměnné	11,37508
Součet čtverců reziduí	287,4622
Sm. chyba regrese	3,699821
Koeficient determinace	0,907432
Adjustovaný koeficient determinace	0,894208
F(3, 21)	68,62018
P-hodnota(F)	5,09e-11
Logaritmus věrohodnosti	-66,00116
Akaikovo kritérium	140,0023
Schwarzovo kritérium	144,8778
Hannan-Quinnovo kritérium	141,3546
rho (koeficient autokorelace)	0,277996
Durbin-Watsonova statistika	1,280103

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 2 (SpotrCena)

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 21 - Odhad parametrů modelu produkce HM

Model 15: OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
Závisle proměnná: Production

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-35,2973	30,5664	-1,155	0,2651	
SpotrCena_1	0,332218	0,173725	1,912	0,0739	*
Spotr_1	5,45716	2,18846	2,494	0,0240	**
CZV_1	-0,958535	0,720076	-1,331	0,2018	
StavSkot_1	0,0617779	0,0286325	2,158	0,0465	**
Import_1	0,117820	0,465331	0,2532	0,8033	
Export_1	0,397360	0,645913	0,6152	0,5471	
EportAnimals_1	-0,169709	0,0610488	-2,780	0,0134	**
Production_1	-0,139413	0,310228	-0,4494	0,6592	

Střední hodnota závisle proměnné	98,56552
Sm. odchylka závisle proměnné	34,97837
Součet čtverců reziduí	464,9928
Sm. chyba regrese	5,390923
Koeficient determinace	0,984164
Adjustovaný koeficient determinace	0,976247
F(8, 16)	124,2973
P-hodnota(F)	6,25e-13
Logaritmus věrohodnosti	-72,01279
Akaikovo kritérium	162,0256
Schwarzovo kritérium	172,9955
Hannan-Quinnovo kritérium	165,0682
rho (koeficient autokorelace)	0,146669
Durbin-Watsonova statistika	1,629576

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 12 (Import\_1)

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 22 - Odhad parametrů spotřeby HM po vyloučení nevýznamných proměnných

Model 1: OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)

Závisle proměnná: Production

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-63,7134	20,3836	-3,126	0,0053	***
SpotrCena_1	0,250217	0,117518	2,129	0,0459	**
Spotr_1	3,44295	1,17808	2,923	0,0084	***
StavSkot_1	0,0713950	0,0128226	5,568	1,89e-05	***
EportAnimals_1	-0,162804	0,0353805	-4,602	0,0002	***

Střední hodnota závisle proměnné	98,56552
Sm. odchylka závisle proměnné	34,97837
Součet čtverců reziduí	549,0920
Sm. chyba regrese	5,239714
Koeficient determinace	0,981300
Adjustovaný koeficient determinace	0,977560
F(4, 20)	262,3839
P-hodnota(F)	5,65e-17
Logaritmus věrohodnosti	-74,09084
Akaikovo kritérium	158,1817
Schwarzovo kritérium	164,2761
Hannan-Quinnovo kritérium	159,8720
rho (koeficient autokorelace)	0,244542
Durbin-Watsonova statistika	1,414522

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 23 – Autoregresní model spotřeby HM

Model 7: OLS, za použití pozorování 1997-2018 (T = 22)

Závisle proměnná: Spotr

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	1,61211	0,496499	3,247	0,0047	***
Spotr_1	1,10742	0,198278	5,585	3,28e-05	***
Spotr_2	-0,767773	0,252724	-3,038	0,0074	***
Spotr_3	0,825409	0,247131	3,340	0,0039	***
Spotr_4	-0,346535	0,164826	-2,102	0,0507	*

Střední hodnota závisle proměnné	10,27545
Sm. odchylka závisle proměnné	2,228300
Součet čtverců reziduí	4,690512
Sm. chyba regrese	0,525274
Koeficient determinace	0,955016
Adjustovaný koeficient determinace	0,944432
F(4, 17)	90,22900
P-hodnota(F)	3,24e-11
Logaritmus věrohodnosti	-14,21614
Akaikovo kritérium	38,43228
Schwarzovo kritérium	43,88749
Hannan-Quinnovo kritérium	39,71737
rho (koeficient autokorelace)	-0,008115
Durbinovo h	-0,103558

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl



## Příloha č. 24 – Autoregresní model produkce HM

Model 1: OLS, za použití pozorování 1905-06-19:1905-07-10 (T = 22)  
Závisle proměnná: Production

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	15,1170	3,12211	4,842	0,0002	***
Production_1	0,931819	0,185490	5,024	0,0001	***
Production_2	-0,273277	0,267331	-1,022	0,3210	
Production_3	-0,256768	0,191180	-1,343	0,1969	
Production_4	0,367834	0,0945198	3,892	0,0012	***

Střední hodnota závisle proměnné 89,13423  
Sm. odchylka závisle proměnné 24,90885  
Součet čtverců reziduí 226,0865  
Sm. chyba regrese 3,646808  
Koeficient determinace 0,982648  
Adjustovaný koeficient determinace 0,978565  
F(4, 17) 240,6794  
P-hodnota (F) 1,01e-14  
Logaritmus věrohodnosti -56,84528  
Akaikovo kritérium 123,6906  
Schwarzovo kritérium 129,1458  
Hannan-Quinnovo kritérium 124,9756  
rho (koeficient autokorelace) -0,126436  
Durbinovo h -1,099961

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomíne-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou l1 (Production\_2)

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 25 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model spotřeby HM

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)

Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,709076	3,01424	0,2352	0,8167
SpotrCena	-0,000734713	0,0186768	-0,03934	0,9691
Prijem	-0,0222512	0,120116	-0,1852	0,8551
Production	0,00340587	0,0171636	0,1984	0,8449
Import	0,00885436	0,0388493	0,2279	0,8223
Spotr_1	-0,0558235	0,197352	-0,2829	0,7805
uhat_1	0,138046	0,321884	0,4289	0,6731

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,010115

Testovací statistika: LMF = 0,183929,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,18) > 0,183929) = 0,673$

Alternativní statistika:  $TR^2 = 0,252873$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,252873) = 0,615$

Ljung-Box  $Q' = 0,150997$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,150997) = 0,698$

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 26 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model importu HM

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu  
OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	3,42845	10,9102	0,3142	0,7566
Spotr_1	-0,226956	0,541694	-0,4190	0,6797
Prijem	-0,200467	0,577818	-0,3469	0,7323
SpotrCena	0,0244084	0,118295	0,2063	0,8386
uhat_1	0,307665	0,225003	1,367	0,1867

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,085494

Testovací statistika: LMF = 1,869731,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,20) > 1,86973) = 0,187$

Alternativní statistika:  $TR^2 = 2,137350$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,13735) = 0,144$

Ljung-Box  $Q' = 2,17174$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,17174) = 0,141$

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 27 - Breusch-Godfreyův test autokorelace reziduí pro model produkce HM

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu  
OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-5,41693	20,4742	-0,2646	0,7942
SpotrCena_1	0,0278850	0,117541	0,2372	0,8150
Spotr_1	-0,760643	1,29834	-0,5859	0,5649
StavSkot_1	0,00861314	0,0142497	0,6044	0,5527
EportAnimals_1	-0,0206668	0,0382639	-0,5401	0,5954
uhat_1	0,332855	0,256537	1,297	0,2100

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,081393

Testovací statistika: LMF = 1,683489,  
s p-hodnotou =  $P(F(1,19) > 1,68349) = 0,21$

Alternativní statistika:  $TR^2 = 2,034822$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,03482) = 0,154$

Ljung-Box  $Q' = 1,68173$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,68173) = 0,195$

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 28 - Test normality reziduí pro model spotřeby HM

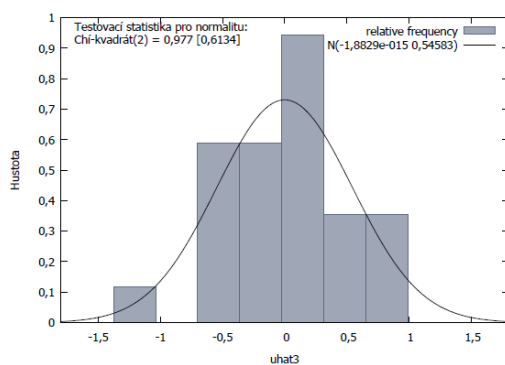
Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 2-26

počet tříd = 7, střední hodnota = -1,88294e-015, so = 0,545834

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -1,0391	-1,2087	1	4,00%	4,00% *
-1,0391 - -0,69987	-0,86948	0	0,00%	4,00%
-0,69987 - -0,36066	-0,53027	5	20,00%	24,00% *****
-0,36066 - -0,021443	-0,19105	5	20,00%	44,00% *****
-0,021443 - 0,31777	0,14816	8	32,00%	76,00% *****
0,31777 - 0,65699	0,48738	3	12,00%	88,00% ****
>= 0,65699	0,82660	3	12,00%	100,00% ****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chi-kvadrát(2) = 0,977 s p-hodnotou 0,61345



Zdroj: Gretl

## Příloha č. 29 - Test normality reziduí pro model importu HM

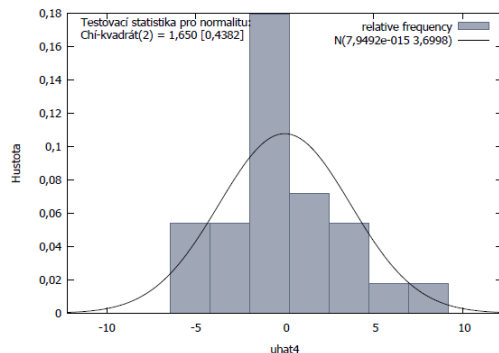
Frekvenční rozdělení pro uhat4, poz. 2-26

počet tříd = 7, střední hodnota = 7,9492e-015, so = 3,69982

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -4,1914	-5,3062	3	12,00%	12,00% ****
-4,1914 - -1,9617	-3,0765	3	12,00%	24,00% ****
-1,9617 - 0,26807	-0,84679	10	40,00%	64,00% *****
0,26807 - 2,4978	1,3829	4	16,00%	80,00% *****
2,4978 - 4,7275	3,6126	3	12,00%	92,00% ****
4,7275 - 6,9572	5,8424	1	4,00%	96,00% *
>= 6,9572	8,0721	1	4,00%	100,00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chi-kvadrát(2) = 1,650 s p-hodnotou 0,43822



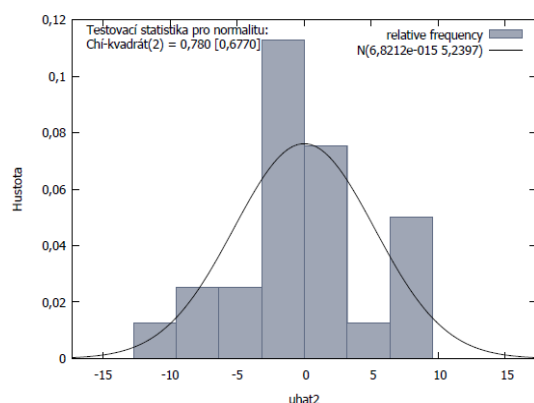
Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

## Příloha č. 30 - Test normality reziduí pro model produkce HM

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 2-26  
počet tříd = 7, střední hodnota = 6,82121e-015, so = 5,23971

interval	střed	frequence	rel.	kum.
< -9,5375	-11,131	1	4,00%	4,00% *
-9,5375 - -6,3510	-7,9443	2	8,00%	12,00% **
-6,3510 - -3,1644	-4,7577	2	8,00%	20,00% **
-3,1644 - 0,022097	-1,5712	9	36,00%	56,00% *****
0,022097 - 3,2086	1,6154	6	24,00%	80,00% *****
3,2086 - 6,3952	4,8019	1	4,00%	84,00% *
>= 6,3952	7,9885	4	16,00%	100,00% *****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:  
Chi-kvadrát(2) = 0,780 s p-hodnotou 0,67701



Zdroj: Gretl

## Příloha č. 31 - Whiteův test heteroskedasticity pro model spotřeby HM

Whiteův test heteroskedasticity  
OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)  
Závislé proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-11,5942	24,6498	-0,4704	0,6626
SpotrCena	-0,353403	0,435211	-0,8120	0,4623
Prijem	3,09244	1,58408	1,952	0,1226
Production	-0,791689	0,347783	-2,276	0,0851 *
Import	-0,700998	0,531966	-1,318	0,2580
Spotr_1	8,01733	3,85825	2,078	0,1063
sq_SpotrCena	-0,00219114	0,00166723	-1,314	0,2591
X2_X3	0,0420843	0,0128663	3,271	0,0308 **
X2_X4	0,00697635	0,00216909	3,216	0,0324 **
X2_X5	-0,00956441	0,00481226	-1,988	0,1178
X2_X6	-0,0367567	0,0180516	-2,036	0,1114
sq_Prijem	-0,174366	0,0434926	-4,009	0,0160 **
X3_X4	-0,0138472	0,00874564	-1,583	0,1885
X3_X5	0,0506053	0,0161392	3,136	0,0350 **
X3_X6	-0,0891886	0,102773	-0,8678	0,4345
sq_Production	0,00118457	0,00152670	0,7759	0,4811
X4_X5	-0,000632537	0,00416049	-0,1520	0,8865
X4_X6	-0,00441965	0,0214886	-0,2057	0,8471
sq_Import	0,00547245	0,00569212	0,9614	0,3908
X5_X6	0,0673497	0,0408433	1,649	0,1745
sq_Spotr_1	-0,0882682	0,0834637	-1,058	0,3499

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,953119

Testovací statistika:  $TR^2 = 23,827963$ ,  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(20) > 23,827963) = 0,249988$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 32 - Whiteův test heteroskedasticity pro model importu HM

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)

Závisle proměnná: uhat<sup>2</sup>

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	1057,31	1064,75	0,9930	0,3365
Spotr_1	-94,1844	83,6210	-1,126	0,2777
Prijem	29,6753	84,2396	0,3523	0,7295
SpotrCena	-13,2181	23,5646	-0,5609	0,5831
sq_Spotr_1	0,757261	2,18750	0,3462	0,7340
X2_X3	-3,90204	4,47314	-0,8723	0,3968
X2_X4	1,21269	0,926176	1,309	0,2101
sq_Prijem	-2,52869	2,31594	-1,092	0,2921
X3_X4	0,882653	0,933530	0,9455	0,3594
sq_SpotrCena	-0,0667006	0,127175	-0,5245	0,6076

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,217593

Testovací statistika:  $TR^2 = 5,439814$ ,

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(9) > 5,439814) = 0,794408$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 33 - Whiteův test heteroskedasticity pro model spotřeby HM

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1994-2018 (T = 25)

Závisle proměnná: uhat<sup>2</sup>

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4356,62	4293,97	-1,015	0,3342
SpotrCena_1	34,6708	37,4143	0,9267	0,3759
Spotr_1	210,204	410,563	0,5120	0,6198
StavSkot_1	1,94327	5,16642	0,3761	0,7147
EportAnimals_1	-0,466979	12,4951	-0,03737	0,9709
sq_SpotrCena_1	-0,0701145	0,116572	-0,6015	0,5609
X2_X3	-2,83071	3,26798	-0,8662	0,4067
X2_X4	0,00718546	0,0256242	0,2804	0,7849
X2_X5	-0,00150797	0,0689970	-0,02186	0,9830
sq_Spotr_1	-16,7754	12,6831	-1,323	0,2154
X3_X4	0,294685	0,292796	1,006	0,3379
X3_X5	0,510072	0,826050	0,6175	0,5507
sq_StavSkot_1	-0,00188400	0,00230899	-0,8159	0,4335
X4_X5	-0,00535384	0,00938162	-0,5707	0,5808
sq_EportAnimals_1	0,0123357	0,0177213	0,6961	0,5022

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,547560

Testovací statistika:  $TR^2 = 13,688992$ ,

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(14) > 13,688992) = 0,473129$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 34 - VIF hodnoty – rovnice spotřeby HM

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

SpotrCena	16,915
Prijem	45,071
Production	21,838
Import	10,804
Spotr_1	23,956

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , kde  $R(j)$  je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou  $j$  a ostatními nezávisle proměnnými

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

### Příloha č. 35 - VIF hodnoty – rovnice importu HM

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

Spotr_1	6,855
Prijem	28,413
SpotrCena	15,838

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , kde  $R(j)$  je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou  $j$  a ostatními nezávisle proměnnými

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

### Příloha č. 36 - VIF hodnoty – rovnice produkce HM

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)

Minimální možná hodnota = 1.0

Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity

SpotrCena_1	8,202
Spotr_1	17,132
StavSkot_1	13,431
EportAnimals_1	4,137

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , kde  $R(j)$  je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou  $j$  a ostatními nezávisle proměnnými

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

**Příloha č. 37 - Podkladová data pro odhad TQ funkcí**

Příjmová skupina	Spotřeba HM	Výdaje za HM	Hrubý příjem
	kg / osoba / rok	(Kč / osoba / rok)	tis. Kč
1	0,9	299,3	133,3
2	1,1	344,9	187,7
3	1,5	479,4	231,9
4	1,7	535,3	290,8
5	2,3	717,6	456,2

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování

**Příloha č. 38 - Odhadnuté parametry 1.TQ funkce pro výdaje na HM**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1-5

Závisle proměnná: Spot

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000568538	0,000236097	2,408	0,0952	*
Prij	0,384086	0,0482180	7,966	0,0041	***

Střední hodnota závisle proměnné	0,002318
Sm. odchylka závisle proměnné	0,000790
Součet čtverců reziduí	1,13e-07
Sm. chyba regrese	0,000194
Koeficient determinace	0,954854
Adjustovaný koeficient determinace	0,939805
F(1, 3)	63,45110
P-hodnota(F)	0,004128
Logaritmus věrohodnosti	36,92448
Akaikovo kritérium	-69,84897
Schwarzovo kritérium	-70,63009
Hannan-Quinnovo kritérium	-71,94543

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 2,31342

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 2,31342) = 0,31452$

Chowův test pro strukturální zlom při pozorování 3 -

Nulová hypotéza: žádný strukturální zlom

Testovací statistika:  $F(2, 1) = 18,3358$

s p-hodnotou =  $P(F(2, 1) > 18,3358) = 0,162927$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 39 - Odhadnuté parametry 1.TQ funkce pro spotřebu HM

Model 1: OLS, za použití pozorování 1-5  
Závisle proměnná: Spot

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,180477	0,0749466	2,408	0,0952	*
Prij	121,924	15,3063	7,966	0,0041	***
Střední hodnota závisle proměnné			0,735770		
Sm. odchylka závisle proměnné			0,250813		
Součet čtverců reziduí			0,011360		
Sm. chyba regrese			0,061536		
Koeficient determinace			0,954854		
Adjustovaný koeficient determinace			0,939805		
F(1, 3)			63,45110		
P-hodnota(F)			0,004128		
Logaritmus věrohodnosti			8,123041		
Akaikovo kritérium			-12,24608		
Schwarzovo kritérium			-13,02721		
Hannan-Quinnovo kritérium			-14,34254		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 2,31342  
s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 2,31342) = 0,31452$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 40 - Odhadnuté parametry 2.TQ funkce pro výdaje na HM

Použity analytické derivace  
Tolerance = 1,81899e-012  
Konvergence bylo dosaženo po 25 iteracích

Model 1: NLS, za použití pozorování 1-5  
Spot =  $\alpha \cdot (\text{Prij} - \gamma) / (\text{Prij} + \beta)$

	odhad	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
alpha	1785,29	1205,87	1,480	0,2769
beta	660,787	888,003	0,7441	0,5343
gamma	5,77186	68,6887	0,08403	0,9407
Střední hodnota závisle proměnné			475,2754	
Sm. odchylka závisle proměnné			166,0805	
Součet čtverců reziduí			2335,948	
Sm. chyba regrese			34,17564	
Koeficient determinace			0,978828	
Adjustovaný koeficient determinace			0,957656	
Logaritmus věrohodnosti			-22,46153	
Akaikovo kritérium			50,92306	
Schwarzovo kritérium			49,75138	
Hannan-Quinnovo kritérium			47,77837	

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

GNR: R-squared = 1,16807e-015, max |t| = 4,88086e-008  
Convergence seems to be reasonably complete

Zdroj: Gretl



## Příloha č. 41 - Odhad parametrů 2.TQ funkce pro spotřebu HM

Použity analytické derivace

Tolerance = 1,81899e-012

Konvergence bylo dosaženo po 13 iteracích

Model 1: NLS, za použití pozorování 1-5

Spot =  $\alpha \cdot (\text{Pri}j - \text{gamma}) / (\text{Pri}j + \text{beta})$

	odhad	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
alpha	5,62402	3,79875	1,480	0,2769
beta	660,787	888,003	0,7441	0,5343
gamma	5,77186	68,6887	0,08403	0,9407

Střední hodnota závisle proměnné 1,497213  
Sm. odchylka závisle proměnné 0,523187  
Součet čtverců reziduí 0,023181  
Sm. chyba regrese 0,107660  
Koeficient determinace 0,978828  
Adjustovaný koeficient determinace 0,957656  
Logaritmus věrohodnosti 6,339913  
Akaikovo kritérium -6,679826  
Schwarzovo kritérium -7,851513  
Hannan-Quinnovo kritérium -9,824516

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

GNR: R-squared = 2,99348e-016, max |t| = 2,22792e-008

Convergence seems to be reasonably complete

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 42 - Odhad parametrů 3.TQ funkce pro spotřebu HM

Použity analytické derivace

Varování: Poskytnuté derivace mohou být nesprávné, nebo možná jsou data špatně podmíněna pro tuto funkci.

5 z 5 gradientů vypadá podezřele.

Tolerance = 1,81899e-012

Konvergence bylo dosaženo po 36 iteracích

Model 3: NLS, za použití pozorování 1-5

Spot =  $(\text{Pri}j \cdot \alpha) \cdot (\text{Pri}j - \text{gamma}) / (\text{Pri}j + \text{beta})$

	odhad	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
alpha	0,00590790	2,16997	0,002723	0,9980
beta	21,1707	404,657	0,05232	0,9616
gamma	2,05862	NA	NA	NA

Střední hodnota závisle proměnné 1,497213  
Sm. odchylka závisle proměnné 0,523187  
Součet čtverců reziduí 0,256814  
Sm. chyba regrese 0,358339  
Koeficient determinace 0,765445  
Adjustovaný koeficient determinace 0,530891  
Logaritmus věrohodnosti 0,327414  
Akaikovo kritérium 5,345171  
Schwarzovo kritérium 4,173485  
Hannan-Quinnovo kritérium 2,200481

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

GNR: got incomplete results

Warning: Jacobian is rank-deficient

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 43 - Odhad parametrů 3.TQ funkce pro výdaje na HM

Použity analytické derivace

Varování: Poskytnuté derivace mohou být nesprávné, nebo možná jsou data špatně podmíněna pro tuto funkci.

5 z 5 gradientů vypadá podezřele.

Tolerance = 1,81899e-012

Konvergence bylo dosaženo po 28 iteracích

Model 2: NLS, za použití pozorování 1-5

Spot = (Prijs\*alpha)\*(Prijs-gamma)/(Prijs+beta)

	odhad	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
alpha	1,88048	691,230	0,002720	0,9980
beta	21,1741	404,980	0,05228	0,9616
gamma	2,06157	NA	NA	NA

Střední hodnota závisle proměnné 475,2754  
Sm. odchylka závisle proměnné 166,0805  
Součet čtverců reziduí 25895,97  
Sm. chyba regrese 113,7892  
Koeficient determinace 0,765288  
Adjustovaný koeficient determinace 0,530576  
Logaritmus věrohodnosti -28,47570  
Akaikovo kritérium 62,95141  
Schwarzovo kritérium 61,77972  
Hannan-Quinnovo kritérium 59,80672

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

GNR: got incomplete results

Warning: Jacobian is rank-deficient

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 44 - Whiteův test heteroskedasticity 1.TQ funkce pro výdaje na HM

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-5

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1,22395e-07	1,12880e-07	-1,084	0,3915
Prijs	6,20940e-05	5,02507e-05	1,236	0,3420
sq_Prijs	-0,00575007	0,00504114	-1,141	0,3722

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,462683

Testovací statistika: TR^2 = 2,313415,

s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(2) > 2,313415) = 0,314520

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 45 - Whiteův test heteroskedasticity 1.TQ funkce pro spotřebu HM

Whiteův test heteroskedasticity  
 OLS, za použití pozorování 1-5  
 Závisle proměnná: uhat<sup>2</sup>

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,0123336	0,0113747	-1,084	0,3915
Prij	6,25710	5,06367	1,236	0,3420
sq_Prij	-579,424	507,987	-1,141	0,3722

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,462683

Testovací statistika:  $TR^2 = 2,313415$ ,  
 s p-hodnotou =  $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 2,313415) = 0,314520$

Zdroj: Gretl

### Příloha č. 46 - Elasticity jednotlivých proměnných v modelu spotřeby HM

ROK	E1 (Spotřebitelská cena)	E2 (Příjem)	E3 (Produkce)	E4 (Import)	E5 (Spotřeba t-1)
1994	0,178380687	0,00146159	0,555931256	0,0343202	0,318473375
1995	0,199355226	0,00183509	0,58627924	0,0140276	0,313300517
1996	0,204014849	0,0022076	0,575222626	0,0174122	0,320397641
1997	0,227932471	0,0025675	0,579430531	0,0070271	0,333431507
1998	0,263425575	0,0031329	0,558874478	0,0307811	0,329445088
1999	0,290892251	0,00378918	0,559498223	0,0206935	0,326364326
2000	0,354159854	0,00432564	0,554130851	0,027084	0,34806467
2001	0,349211755	0,00496152	0,572922955	0,0006816	0,327152586
2002	0,360036175	0,0055019	0,607560256	0,0128462	0,278636769
2003	0,349608916	0,00566333	0,583518763	0,0198599	0,297565057
2004	0,387071703	0,00625335	0,541821365	0,061501	0,317355768
2005	0,43278217	0,00703585	0,48659077	0,1417149	0,304501273
2006	0,468330563	0,00786688	0,49898616	0,137089	0,307120654
2007	0,464895067	0,00827252	0,490258458	0,1426218	0,316425263
2008	0,495218828	0,00912936	0,5062607	0,1240965	0,336386566
2009	0,513327299	0,0095695	0,494357653	0,1621613	0,320391578
2010	0,509720801	0,00983828	0,4793082	0,1920337	0,298698359
2011	0,568600367	0,01060325	0,489606371	0,1970073	0,314143666
2012	0,737455292	0,01261158	0,520350055	0,204614	0,353276405
2013	0,783733363	0,01316334	0,537734531	0,2288093	0,328271131
2014	0,762960286	0,01326978	0,533346626	0,256409	0,298093355
2015	0,722119581	0,01302056	0,52908115	0,2540543	0,296651709
2016	0,69056488	0,0125066	0,513384715	0,3031154	0,28262526
2017	0,718181433	0,01335666	0,477768341	0,3526133	0,295254853
2018	0,731435852	0,01420721	0,499608144	0,356016	0,288643903

Zdroj: vlastní zpracování