

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Analýza determinant spotřeby hovězího masa

Lenka Šťastná

© 2015 ČZU v Praze

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci Analýza determinant spotřeby hovězího masa jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucí diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 13. 11. 2015

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala vedoucí mé diplomové práce paní Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D. za trpělivost, cenné rady a konzultace.

Analýza determinant spotřeby hovězího masa

Analysis of consumption determinants in beef

Souhrn

V první části se diplomová práce zaměřuje na porovnání spotřeby největších konzumentů hovězího masa ve světě, poté se soustředí přímo na spotřebu hovězího masa v České republice v porovnání s nejbližšími substituty – masem vepřovým a drůbežím. Vlastní práce pak pomocí ekonometrického modelování zkoumá vliv ekonomických faktorů na spotřebu hovězího masa za užití funkce lineární a mocninné. V lineárním modelu ze zahrnutých proměnných nejintenzivněji působí vliv druhé difference hrubé mzdy, v modelu s mocninnou funkční formou sledující spotřebu hovězího masa nejvíce ovlivňuje cena vepřového masa a taktéž druhá difference hrubé mzdy. Zajímavým zjištěním z obou užitých modelů je směr působení faktoru cena vepřového masa, které se zde nejeví jako substitut, ale naopak jako komplement k masu hovězímu. Další modely se na základě Törnqvistových funkcí snaží určit charakter statku hovězí maso. Zatímco v roce 1995 jde jasně o statek základní, následující roky se vztah spotřebitelů mění a v současnosti je hovězí maso více luxusní, avšak hladina nasycenosti je relativně nízká, jedná se tak o statek relativně nezbytný. Ve všech sledovaných letech je reálná spotřeba hovězího masa podle statistiky rodinných účtu podhodnocena.

Summary

This thesis starts with comparing the consumption of the worldwide biggest beef consumers, later then focuses on the consumption of beef in the Czech republic in comparison with its closest substitutes pork and chicken. The main part examines (with the help of econometric modelling) the effect of economic factors on the consumption of beef using the linear and power functions. In the linear model the most relevant of the used variables is the impact of a second difference of gross income, in the power model the beef consumption is influenced mostly by the price of pork meat and also a second difference of gross income. The interesting outcome from both of these models is the effect of the price of pork which shows pork not as a substitute but a complement to beef. Other models are trying to determine the character of beef as a good with the help of Törnqvist functions. In 1995 the bovine meat was clearly necessity good, but in later years the view of consumers is changing and nowadays it is a bit more luxurious, but as the level of saturation is relatively low it still belongs to necessity group. In all monitored years the real consumption of beef is underestimated according to family accounts statistics.

Klíčová slova: spotřeba hovězího masa, Törnqvistovy funkce, hladina nasycenosti, příjem domácností, příjmová pružnost, pružnost kvality

Keywords: beef consumption, Törnqvist function, level of saturation, household income, income elasticity, quality elasticity

Obsah

1. Úvod.....	6
2. Cíl a metodika	7
2.1 Formulace ekonomického modelu.....	7
2.2 Shromáždění statistických dat.....	8
2.3 Formulace ekonometrického modelu model	9
2.3.1 Klasifikace modelu	11
2.4 Odhad parametrů ekonometrického modelu	13
2.4.1 Běžná metoda nejmenších čtverců	13
2.4.2 Elasticita	14
2.5 Verifikace.....	15
2.5.1 Ekonomická verifikace.....	15
2.5.2 Statistická verifikace.....	15
2.5.3 Ekonometrická verifikace.....	17
3. Teoretická východiska.....	20
3.1 Spotřeba hovězího masa ve světě	20
3.2 Spotřeba hovězí masa v České republice	22
3.2.1 Výroba.....	27
3.2.2 Zahraniční obchod.....	28
3.2.3 Dotace	29
3.2.4 Kvalita a jakost hovězího masa	32
3.2.5 Cena hovězího masa a příjem obyvatel.....	37
3.2.6 Ekologie.....	39
3.2.7 Životní styl	39
3.2.8 Zvyky, tradice, náboženství	40
3.2.9 Kulinářská úprava.....	41
4. Vlastní práce.....	43
4.1 Modely s více vysvětlujícími proměnnými	43
4.1.1 Deklarace uvažovaných proměnných.....	43
4.1.2 Lineární funkce (model 1).....	44
4.1.3 Mocninná funkce (model 2).....	48
4.2 Törnqvistovy funkce.....	51

4.2.1 Deklarace proměnných.....	51
4.2.2 Rok 1995.....	51
4.2.3 Rok 2005.....	57
4.2.4 Rok 2014.....	62
5. Závěr.....	66
6. Seznam použitých zdrojů.....	68
7. Přílohy.....	I
7.1 Příloha č. 1- Lineární funkce.....	I
7.1.1 Odhad parametrů.....	I
7.1.2 Test autokorelace.....	II
7.1.3 Test heteroskedasticity.....	II
7.1.4 test normálního rozdělení reziduí.....	III
7.2 Příloha č. 2 - Mocninná funkce.....	IV
7.2.1 Odhad parametrů.....	IV
7.2.2 Test autokorelace.....	V
7.2.3 Test heteroskedasticity.....	VI
7.2.4 Test normálního rozdělení reziduí.....	VI
7.3 Příloha č. 3 - TQ pro rok 1995.....	VII
7.3.1 1. TQ.....	VII
7.3.2 2. TQ.....	X
7.4 Příloha č. 4 - TQ pro rok 2005.....	XI
7.4.1 1.TQ.....	XI
7.4.2 2. TQ.....	XIV
7.5 Příloha č. 5 - TQ pro rok 2014.....	XV
7.5.1 2.TQ.....	XV
7.6 Příloha č. 6 - Podkladová data pro modely s více vysvětlujícími proměnnými..	XVI
7.7 Příloha č. 7 - Podkladová data pro Törnqvistovy funkce.....	XVIII
7.7.1 Rok 1995.....	XVIII
7.7.2 Rok 2005.....	XVIII
7.7.3 Rok 2014.....	XIX

SEZNAM GRAFŮ

- Graf č. 1: Vývoj spotřeby hovězího masa vybraných států v tisících tunách
- Graf č. 2: Vývoj průměrné spotřeby hovězího masa vybraných států v kg/os/rok
- Graf č. 3: Vývoj relativní spotřeby vybraných druhů masa v Československu a České republice v letech 1922-1937 a 1948-2013 v kg/os/rok
- Graf č. 4: Podíl importovaného hovězího masa podle země původu v peněžních jednotkách v %
- Graf č. 5: Podíl exportovaného hovězího masa podle cílové země v peněžních jednotkách v %
- Graf č. 6: Vývoj spotřebitelských cen masa v Kč/kg

SEZNAM TABULEK

- Tabulka č. 1: Průměrná spotřeba masa v ČR a ve vybraných oblastech v roce 2012 v kg/os/rok
- Tabulka č. 2: Míra soběstačnosti masa v ČR v letech 2007-2013 v %
- Tabulka č. 3: Sazby dotací v Kč/VDJ
- Tabulka č. 4: Odhad parametrů modelu s lineární funkční formou
- Tabulka č. 5: Elasticity v modelu s lineární funkční formou
- Tabulka č. 6: Koeficient determinace a p-hodnoty testů modelu s lineární funkční formou
- Tabulka č. 7: Korelační matice modelu s lineární funkční formou
- Tabulka č. 8: Odhad parametrů modelu s mocninnou funkční formou
- Tabulka č. 9: Elasticity v modelu s mocninnou funkční formou
- Tabulka č. 10: Koeficient determinace a p-hodnoty testů modelu s mocninnou funkční formou
- Tabulka č. 11: Korelační matice modelu s mocninnou funkční formou
- Tabulka č. 12: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)
- Tabulka č. 13: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)
- Tabulka č. 14: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)
- Tabulka č. 15: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)
- Tabulka č. 16: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 17: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 18: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 19: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 20: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 21: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 22: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 23: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 24: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 25: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 26: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 27: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 28: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 29: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 30: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 31: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 32: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 33: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 34: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 35: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 36: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 37: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 38: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

Tabulka č. 39: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Tabulka č. 40: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

1. Úvod

Hovězí maso je běžnou součástí našich jídelníčků, je základní surovinou mnoha tradičních českých ale i světových pokrmů a z nutričního hlediska zaujímá významné postavení. V jeho spotřebě však posledních 25 let dochází k poklesu, který může mít celou řadu příčin. V mnoha ohledech se jeví jako užitečné tyto příčiny najít, příkladem může být využití k tvorbě zemědělské politiky.

Tato práce tak za pomoci ekonometrického modelování odpoví na otázku čím je dán pokles spotřeby hovězího masa a dále také s využitím Törnqvistových funkcí objasní charakter tohoto statku a případnou změnu přístupu k jeho spotřebě.

2. Cíl a metodika

Cílem práce je zjištění významných ekonomických faktorů ovlivňujících spotřebu hovězího masa v České republice. Kvantifikovat jejich vliv pomocí různých funkčních forem a srovnat intenzitu působení jednotlivých determinant. Dále si práce klade za cíl nalezení hladiny nasycenosti statku hovězí maso. Součástí je také porovnání spotřeby hovězího masa těch států, které vykazují nejvyšší hodnoty této proměnné.

Předpokládá se, že spotřebu hovězího masa nejvíce ovlivňuje jeho cena a příjem spotřebitelů. S růstem příjmu domácností lze čekat také zvýšení spotřeby normálních statků, kam může být hovězí maso řazeno. Konkurentem hovězího masa je maso vepřové, případně také drůbeží, a proto se očekává pokles spotřeby v reakci na zvýšení cen těchto substitutů. Dalším předpokladem je reálné podhodnocení spotřeby hovězího masa, tedy že reálně je konzumováno méně hovězího masa, než je úroveň hladiny nasycenosti tohoto zboží. Současnou spotřebu hovězího masa bude pravděpodobně nejlépe vystihovat 2. Törnqvistova funkce pro relativně nezbytné statky.

Pro dosažení těchto cílů bude v práci využito ekonometrického modelování pomocí statistického počítačového systému Gretl.

Podle Tvrdoně (2011) je model „obecně jakékoli zobrazení skutečného jevu, kterým je reálný systém, nebo proces. Skutečný jev je reprezentován modelem, aby ho vysvětlil, aby předpověděl jeho chování a aby umožnil jeho řízení.“

První fází konstrukce ekonometrického modelu je formulace ekonomického modelu, dále je to shromáždění statistických dat, formulace a odhad parametrů ekonometrického modelu a poté jejich ekonomická, statistická i ekonometrická verifikace. (HUŠEK, 2009)

2.1 Formulace ekonomického modelu

V rámci ekonomického modelu je popsán předmět výzkumu, výběr a deklarace použitých proměnných. Jeho vyjádření může být slovní, grafické nebo algebraické, dané rovnicí $y = f(x_1, x_2, \dots, x_i)$. Jedná se o deterministický vztah vysvětlované proměnné y a jedné či více vysvětlujících proměnných x . Na základě ekonomické teorie jsou stanoveny předpoklady vztahu vysvětlujících a vysvětlovaných proměnných.

2.2 Shromáždění statistických dat

Sběr dat a jejich úprava je neméně důležitou fází procesu. Data jsou rozlišována na

1. data průřezová sledující hodnoty více subjektů či jednotek v jednom časovém okamžiku
2. časové řady zahrnující data týkající se jednoho subjektu či jednotky ve více po sobě jdoucích časových okamžicích určitého časovém úseku
3. data panelová kombinující data průřezová a časové řady, jedná se tedy o údaje týkající se více subjektů v daném časovém období. (HUŠEK, 2007)

Datová základna by měla být celistvá, v případě chybějících údajů je potřeba je doplnit například pomocí interpolace. Stejný postup je možné využít v případě odlehklých pozorování, kdy jedna hodnota se významně liší od ostatních a je tak nutné ji nahradit. V opačném případě by šok zkresloval celý model. Úpravou by měly projít také jednotky naměřených údajů tak, aby hodnoty všech proměnných byly ve stejných nebo alespoň blízkých řádech. (HUŠEK, 2009)

Časové řady lze ještě před samotným odhadem parametrů testovat na jejich stacionaritě, aby byla odstraněna případná korelace. Rozšířený Dickey-Fullerův test formuluje hypotézy $H_0: \delta = 0$, časová řada je nestacionární

$H_1: \delta \neq 0$, časová řada je stacionární.

Nulová hypotéza se přijímá, je-li p-hodnota $>$ hladina významnosti α . Naopak, je-li hodnota $<$ hladina významnosti α , H_0 se zamítá a proměnná může být dále uvažována jako stacionární. Časovou řadu lze stacionarizovat například pomocí

1. absolutních postupných diferencí $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$
2. relativních postupných diferencí $\Delta x_t = x_t / x_{t-1}$
3. dummy proměnné, kde Δx_t nabývá hodnoty 1 v případě $x_t > x_{t-1}$
a hodnoty 0 v případě $x_t \leq x_{t-1}$.

Do modelu jsou zahrnovány jen podstatné proměnné, které také ještě před odhadováním parametrů lze testovat na multikolinearitě, přestože její ověřování se řadí do ekonometrické verifikace. V případě perfektní multikolinearity je přesná lineární závislost mezi vysvětlujícími proměnnými, vstupní matice je tak singulární, nelze provést její inverzi, tudíž ani odhad modelu. Na rozdíl od perfektní multikolinearity, která se v modelu nesmí vyskytovat, je možné parametry odhadnout v případě vysoké korelace mezi vysvětlujícími proměnnými. Je však problém separovat jejich vliv a otázkou

pak zůstává významnost těchto parametrů, mezi kterými se vysoká multikolinearita vyskytuje. (TVRDOŇ, 2011)

Za multikolinearitu se považuje vztah dvou vysvětlujících proměnných tehdy, když jejich párový korelační koeficient $|r| \geq 0,8$, obecněji za podmínky $r^2 \geq R^2$, kde R označuje koeficient vícenásobné determinace. Ke zjištění hodnot párových korelačních koeficientů bude vytvořena korelační matice, která je výsledkem součinu matice vstupní a transponované normalizované vstupní matice. Normalizace prvků vstupní matice se provádí dle vzorce

$$x_{ij}' = \frac{x_{ij} - \bar{x}}{\sqrt{n} \times \sigma x}$$

x_{ij}prvek vstupní matice
 \bar{x}průměr dané proměnné
 npočet pozorování
 σxsměrodatná odchylka dané proměnné

Normalizovaná matice se poté transponuje vzájemnou výměnou prvků řádků a sloupců. Korelační matice počítá také s vysvětlovanými proměnnými, jejichž vysoká korelace s predeterminovanými proměnnými je naopak žádoucí a značí vysoký vliv dané vysvětlující proměnné a tedy i její významnost. (HUŠEK, 2009)

V případě výskytu multikolinearity v modelu je několik možností postupu k jejímu odstranění. Jednou z cest je transformace proměnné pomocí diferencí či dummy proměnných. Další variantou je zvýšení počtu pozorování, kdy je možnost, že vývoj v rámci přidávaných dat daných proměnných bude odlišný a jejich vzájemná závislost se tak sníží. Krajním řešením je také proměnnou úplně vypustit, ale to jen v případě malého vlivu v rámci modelu.

2.3 Formulace ekonometrického modelu model

Pro kvantifikace těchto vlivů je však potřeba vytvořit model ekonometrický, protože ekonomická teorie neuvažuje další, v modelu nezahrnuté, proměnné. Ekonometrický model vzniká určením funkční formy a zahrnutím náhodné složky do modelu ekonomického. Z deterministického modelu se tak stává model stochastický, který počítá s kolísáním náhodné složky. Je-li však model zkonstruován správně, nemá náhodná složka průměrně žádný vliv na vysvětlovanou proměnnou.

Ekonometrický model je sestaven z jedné stochastické rovnice či více stochastických a definičních (identitních) rovnic. Rovnice samotné jsou tvořeny endogenními a exogenními proměnnými, náhodnou složkou a strukturálními parametry.

Endogenní proměnné $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{gt}$ jsou často řazeny na levé straně rovnice jako vysvětlované proměnné, tvoří tedy předmět zkoumání celého modelu. Mohou však vystupovat také jako vysvětlující proměnné v dalších rovnicích modelu v takovém případě, kde je respektována podmínka rovnosti počtu endogenních proměnných a počtu rovnic v modelu. Postavení vysvětlující proměnné mají také endogenní proměnné zpožděné, které mohou mít charakter predeterminovaných proměnných také pro shodnou vysvětlovanou proměnnou v čase t . svou podstatou jsou blízké proměnným exogenním. (TVRDOŇ, 2011)

Exogenní proměnné $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}$ jsou vždy vysvětlující a figurují na pravé straně rovnice. Jejich hodnoty nejsou předmětem zkoumání, ale naopak objasňují hodnoty endogenních proměnných. Součástí je také jednotkový vektor, pomocí kterého je zjišťována konstanta, tedy hodnota vysvětlované proměnné v případě, kdy jsou všechny vysvětlující proměnné nulové. (TVRDOŇ, 2011)

Náhodná složka $u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{gt}$, nazývaná též jako reziduální složka nebo stochastická proměnná, je součástí každé stochastické rovnice, a to vždy jako jediná. Obsahuje kromě celkového účinku v modelu nezahrnutých proměnných také chyby vzniklé ve spojitosti se zjednodušením funkční formy a chyby měření v modelu zahrnutých proměnných. (HUŠEK, 2007)

Posledním prvkem ekonometrického modelu jsou strukturální parametry $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{kt}$, jejichž kvantifikace je jedním z účelů celého modelování. Určují směr a intenzitu vlivu vysvětlujících proměnných na ty vysvětlované. Parametr γ_0 je parametrem jednotkového vektoru, je tedy konstantní a do modelu se přidává za účelem zjištění výše vysvětlované proměnné při nulové výši vysvětlujících proměnných. (TVRDOŇ, 2011)

Hodnoty parametrů jsou odhadovány z výsledovaných hodnot predeterminovaných a endogenních proměnných pomocí statistické indukce, podobně jako regresní koeficienty. (TVRDOŇ, 2011)

2.3.1 Klasifikace modelu

Model může být klasifikován podle různých kritérií

1. model ekonomický X model ekonometrický
2. model stochastický X model deterministický

Deterministický model obsahuje pouze deterministické vztahy, jde o přesné vztahy mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou. Model stochastický obsahuje náhodnou složku a platí přibližně.

3. model makroekonomický X model mikroekonomický
4. model statický X model dynamický

Dynamický model na rozdíl od toho statického zohledňuje čas, ke klasifikaci z tohoto hlediska je nutné znát deklaraci proměnných v daném modelu. Ke způsobům dynamizace modelu patří zpožděná proměnná, časový vektor, absolutní či relativní postupné diference a využití dummy proměnných.

5. Model jednorovnicový X model víceroovnicový

Modely jednorovnicové jsou složeny z jedné stochastické rovnice v obecném tvaru

$$y_t = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \dots + \gamma_k x_{kt} + u_t,$$

I. Lineární regresní model

Nejjednodušší typem jednorovnicového modelu je lineární regresní model. Nezahrnuje pouze lineární funkce, ale také nelineární funkce, které jsou lineární ve svých parametrech a lze je tak vhodnou transformací linearizovat.

Předpoklady modelu

- a) $E(u_t) = 0$, reziduální složka je v průměru rovna 0
- b) $\text{Var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$, rozptyl reziduální složky je konečný a nemění se v čase, model je homoskedastický
- c) $\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$, pro $i \neq j$, neobjevuje se autokorelace reziduí
- d) $\text{Cov}(x_{it}, u_t) = 0$, neobjevuje se závislost náhodné složky na vysvětlujících proměnných
- e) $h(X) = k$, nenáhodná matice X má lineárně nezávislé sloupce a tím pádem plnou hodnost
- f) normální rozdělení u_t

Jestliže jsou splněny všechny předpoklady, potom je odhad parametrů nejlepší, nestranný a konzistentní, BLUE – best linear unbiased estimate. Je-li odhad nejlepší,

je vydatný a neexistuje menší rozptyl, než ten odhadnutý. Nestrannost modelu vyjadřuje skutečnost, že nedochází k systematického nadhodnocení či podhodnocení a průměr odhadu se rovná průměru skutečných parametrů $E(\hat{\gamma}_i) = E(\gamma_i)$. Konzistence odhadu značí vlastnost funkce s růstem počtu pozorování konvergovat k hodnotě odhadovaného parametru $\lim_{t \rightarrow \infty}(\hat{\gamma}_i) = \gamma_i$. (TVRDOŇ, 2011)

II. Mocninná funkce

Obecný zápis mocninné funkce má tvar $y_t = \gamma_0 \cdot x_{1t}^{\gamma_1} \cdot x_{2t}^{\gamma_2} \cdot \dots \cdot x_{kt}^{\gamma_k} \cdot u_t^\varepsilon$.

Parametry jsou konstantní a jsou pružnostmi příslušných proměnných. Přestože funkce není lineární, lze ji na lineární transformovat. Vhodnou transformací v případě funkce mocninné je zlogaritmování a následná substituce

$$\ln y_t = \ln \gamma_0 + \gamma_1 \ln x_{1t} + \gamma_2 \ln x_{2t} + \dots + \gamma_k \ln x_{kt} + \ln u_t$$

$$y_t^* = \gamma_0^* + \gamma_1 x_{1t}^* + \gamma_2 x_{2t}^* + \dots + \gamma_k x_{kt}^* + u_t^*$$

III. Törnqvistovy funkce

Törnqvistovy funkce vyjadřují závislost spotřeby na příjmu ekonomických subjektů. Jsou rozlišovány 3 typy těchto funkcí, kde a_1 , a_2 a a_3 představují zjišťované parametry.

$$1. \text{ TQ} \quad y_t = a_1 \cdot \frac{x_p}{x_p + a_2} + u_t$$

Je typická pro modelování spotřeby zboží nezbytného charakteru, základních výrobků. Proto k jejich spotřebě dochází již při minimální výši příjmu, ale s jeho růstem se funkce blíží hladině nasycenosti, která je v rovnici vyjádřena parametrem a_1 . Záporné výdaje nevyjadřuje. Pružnost funkce je menší než 1 a s růstem příjmu dále klesá.

$$2. \text{ TQ} \quad y_t = a_1 \cdot \frac{x_p - a_3}{x_p + a_2} + u_t$$

Vhodná k modelaci spotřeby relativně nezbytných statků, relativně nezbytných. Jsou spotřebovávány až od určité výše příjmu x_p a současně lze vyjádřit hladinu nasycenosti parametrem a_1 . Také nevyjadřuje záporné výdaje. 2. TQ odpovídá Engelově funkci. Pružnost se pohybuje okolo 1, s růstem příjmu roste, později klesá.

$$3. \text{ TQ} \quad y_t = a_1 x_p \cdot \frac{x_p - a_3}{x_p + a_2} + u_t$$

Modeluje spotřebu odpovídající luxusním statkům. Ke spotřebě tak dochází až od určitého příjmu, který je ale vyšší než příjem x_p u 2. TQ. (TVRDOŇ, 2011)

Víceroznicové modely se skládají z minimálně dvou stochastických rovnic a jedné či více rovnic identitních, definičních. Tento typ rovnic obsahuje proměnné vázané známými koeficienty, zvyšuje tak vnitřní závislost jednotlivých rovnic zprostředkovanou vysvětlujícími proměnnými. Parametry proměnných jsou rovny 1.

Obecný zápis soustavy stochastických rovnic může mít následující podobu

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= \beta_{12}y_{2t} + \dots + \beta_{1g}y_{gt} + \gamma_{11}x_{1t} + \dots + \gamma_{1k}x_{kt} + u_{1t} \\
 y_{2t} &= \beta_{21}y_{1t} + \dots + \beta_{2g}y_{gt} + \gamma_{21}x_{1t} + \dots + \gamma_{2k}x_{kt} + u_{2t} \\
 &\vdots \\
 y_{gt} &= \beta_{g1}y_{1t} + \dots + \beta_{g(g-1)}y_{(g-1)t} + \gamma_{g1}x_{1t} + \dots + \gamma_{gk}x_{kt} + u_{gt}
 \end{aligned}$$

Identitní rovnici lze vyjádřit zápisem

$$y_{gt} = y_{1t} + \dots + y_{(g-1)t}. \text{ (TVRDOŇ, 2011)}$$

2.4 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Metod odhadu parametrů je celá řada, jako základní bude využitý postup běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ) pro jednoroznicové modely a některé typy víceroznicových modelů a dále dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) využívaná v ostatních typech modelů s více rovnicemi.

2.4.1 Běžná metoda nejmenších čtverců

Běžná metoda nejmenších čtverců je založena na principu minimalizace součtu čtverců reziduí. Jedná se o proložení křivky pozorovanými hodnotami tak, aby neexistovala jiná křivka s nižším součtem čtverců rozdílu naměřené a teoretické hodnoty.

$$\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min, \sum_{i=1}^N e_i^2 \rightarrow \min.$$

Pro nalezení extrému je tak nutné využít derivací těchto výrazů, na základě kterých je odvozen vzorec pro odhad parametrů a má podobu $\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y$. Výsledný vektor γ je složen z hodnot parametrů včetně konstanty v takovém pořadí, v jakém byly predeterminované proměnné vloženy do vstupní matice.

V případě mocninné funkce je vektor y v rámci substituce sestaven z přirozeného logaritmu pozorovaných hodnot vysvětlované proměnné a vstupní matice X se skládá z jednotkového vektoru a dále zlogaritmovaných hodnot vektorů x . Protože γ_0^* je substitucí za $\ln \gamma_0$, člen výsledného vektoru odhadnutých parametrů v pořadí, ve kterém byl vložen jednotkový vektor do vstupní matice X , je nutné odlogaritmovat k získání výsledné

hodnoty konstanty, parametru γ_0 . Ostatní členy vektoru γ jsou již výsledné hodnoty parametrů $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ a jsou tak mocniteli vysvětlujících proměnných. (HUŠEK, 2007)

2.4.2 Elasticita

Elasticita vyjadřuje citlivost vysvětlované proměnné na změnu vysvětlující proměnné. Pružnosti tak umožňují srovnat vliv vysvětlujících proměnných. Jestliže je funkce spojitá a její tvar je známý, pak lze elasticitu určit na základě vzorce $E = \frac{\partial y}{\partial x} \cdot \frac{x}{\hat{y}}$.

y...hodnota vysvětlované proměnné

x...hodnota vysvětlující proměnné

\hat{y} ...teoretická hodnota vysvětlované proměnné

V opačném případě se používají metody přibližné pro

bodovou elasticitu

a

intervalovou elasticitu

$$E_b = \frac{\frac{y_1 - y_0}{y_0}}{\frac{x_1 - x_0}{x_0}}$$

$$E_o = \frac{\frac{y_1 - y_0}{y_1 + y_0}}{\frac{x_1 - x_0}{x_1 + x_0}}$$

y_1 ...hodnota vysvětlované proměnné v roce 1

y_0 ... hodnota vysvětlované proměnné v roce 0

x_1 ... hodnota vysvětlující proměnné v roce 1

x_0 ... hodnota vysvětlující proměnné v roce 0

Je-li za proměnnou x dosazována cena vysvětlované spotřeby, jedná se tak o cenovou elasticitu, křížová cenová elasticita označuje citlivost spotřeby statku na cenu substitutů a příjmová elasticita se soustředí na změnu vysvětlované proměnné při změně výše příjmu. (DEBERTIN, 2012b)

2.5 Verifikace

2.5.1 Ekonomická verifikace

Ekonomická verifikace je proces, v jehož rámci se posuzuje směr a intenzita působení odhadnutých parametrů a musí být konzistentní s ekonomickou teorií. (HUŠEK, 2007)

2.5.2 Statistická verifikace

Statistická verifikace ověřuje statistickou reálnost parametrů i celého modelu. V této fázi se testuje

- shoda modelu s daty. Hodnotí se míra těsnosti závislosti, těsnost vztahu mezi vysvětlujícími a vysvětlovanými proměnnými pomocí koeficientu vícenásobné determinace R^2 . (HUŠEK, 2007)

$$R^2 = 1 - \frac{S^2u}{S^2y}$$
$$S^2u = \frac{\sum u^2}{n} = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n}$$
$$S^2y = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{n}$$

S^2u ...reziduální rozptyl

S^2y ...celkový rozptyl

n ...počet pozorování

Při změně počtu parametrů či počtu pozorování se používá korigovaný (adjustovaný)

koeficient determinace $\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p}$, kde

$(n-p)$...stupně volnosti

p ...počet odhadovaných parametrů

- statistická významnost parametrů. Jsou formulovány hypotézy formou:

$H_0: \gamma_i = 0$, parametr je statisticky nevýznamný

$H_1: \gamma_i \neq 0$, parametr je statisticky významný, příslušná vysvětlující proměnná významně ovlivňuje vysvětlovanou proměnnou.

Platnost hypotézy určuje porovnání t-hodnoty daného parametru a tabulkové kritické hodnoty s hladinou významnosti α a $(n - p)$ stupni volnosti $t^*_{\alpha} (n-p)$.

T-hodnoty parametrů jsou výsledkem podílu absolutní hodnoty parametrů a standardní chyby parametru S_{bi} , který je zároveň odmocninou prvků hlavní diagonály kovarianční matice značených S_{ii} . Kovarianční matice je součinem matice $(X^T X)^{-1}$ a korigovaného reziduálního rozptylu, který má na rozdíl od reziduálního rozptylu ve jmenovateli místo počtu pozorování stupně volnosti, tedy rozdíl mezi počtem pozorování a počet odhadovaných parametrů.

$$\begin{array}{c}
 T - \text{hodnota} = \frac{|\gamma_i|}{S_{bi}} \\
 \uparrow \\
 S_{bi} = \sqrt{S_{ii}} \\
 \uparrow \\
 \overline{S^2 u} \cdot (X^T X)^{-1} = \begin{array}{ccc} S_{11} & \square & \square \\ \square & S_{22} & \square \\ \square & \square & S_{gk} \end{array} \\
 \uparrow \\
 \overline{S^2 u} = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - p}
 \end{array}$$

Vyhodnocení probíhá na základě pravidla:

t-hodnota $> t^*_\alpha (n-p)$, hypotéza H_0 se zamítá, platí hypotéza H_1 a parametr je tak významný

t-hodnota $\leq t^*_\alpha (n-p)$, hypotéza H_0 se nezamítá a parametr je nevýznamný.

Významnost parametru lze určit také podle intervalu spolehlivosti $(\gamma_{\min}; \gamma_{\max})$ určený pomocí $\gamma_i \pm t^*_\alpha S_{bi}$. Prochází-li interval přes 0, parametr je statisticky nevýznamný a naopak. Další možností je určení významnosti na základě p-hodnoty jednotlivých koeficientů, která udává pravděpodobnost platnosti hypotézy H_0 . Platí:

p-hodnota $>$ hladina významnosti α , nezamítá se hypotéza H_0 , parametr je statisticky nevýznamný

p-hodnota $<$ hladina významnosti α , přijímá se hypotéza H_1 , parametr je statisticky významný. (HUŠEK, 2007)

c. statistická významnost modelu jako celku, a to pomocí F-testu. Jsou formulovány hypotézy

$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_i = 0$, model je statisticky nevýznamný

$H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \dots \neq \gamma_i \neq 0$, model je statisticky významný, alespoň jeden parametr v modelu je statisticky významný.

Model je statisticky významný tehdy, když $\frac{T-k}{m} \cdot \frac{RRSS-URSS}{URSS} \geq F(T-k; m)$ a naopak

H_0 platí, jestliže $\frac{T-k}{m} \cdot \frac{RRSS-URSS}{URSS} < F(T-k; m)$.

RRSS...omezený součet čtverců reziduí $RRSS = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$

URSS... neomezený součet čtverců reziduí $URSS = \sum_{t=1}^T u_t^2$

T...počet pozorování

k...počet odhadovaných parametrů

m...počet restrikcí.

Stejně jako u testování statistické významnosti parametrů, i v hodnocení významnosti modelu jako celku lze použít vyhodnocení pomocí p-hodnoty. p-hodnota > hladina významnosti α , model je statisticky nevýznamný

p-hodnota < hladina významnosti α , model je statisticky významný

zvolené hladiny významnosti α se stejnými pravidly.

2.5.3 Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace ověřuje předpoklady modelu, tzn. zda je model nejlepší, nestranný a konzistentní.

a. Autokorelace reziduí označuje vysokou závislost náhodné složky v čase, jedná se porušení předpokladu číslo 3 a tento stav je nežádoucí. Příčinami vzniku autokorelace náhodné proměnné může být nesprávně podchycená dynamizace modelu, špatně zvolená funkční forma, nezahrnutí všech podstatných proměnných nebo naopak zahrnutí nepodstatných proměnných. Odhad je pak nestranný, konzistentní, ale není nejlepší a výsledky statistické verifikace jsou pak zavádějící.

K detekci autokorelace lze využít Breusch-Godfreyův test, kterým lze sledovat autokorelaci i vyšších řádů. Formulace hypotéz je následující

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$, autokorelace se v modelu nevyskytuje

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_p \neq 0$, v modelu se vyskytuje autokorelace

p-hodnota > hladina významnosti α , nezamítá se hypotéza H_0

p-hodnota < hladina významnosti α , přijímá se hypotéza H_1 .

Vyskytuje-li se v modelu autokorelace, je možné přidat zpožděnou endogenní proměnnou, zvolit jinou funkční formu nebo závislost ignorovat a pro testování využít HACC errors, díky kterým nejsou výsledky testů zkreslené. (HUŠEK, 2007)

- b. Heteroskedasticita označuje nežádoucí stav, kdy reziduální složka nemá konstantní rozptyl a existuje mezi ní a exogenními proměnnými vysoká závislost. Porušení předpokladu 2. může mít původ v nezahrnuté proměnné, ve vysoké variabilitě dat a v nevhodné úpravě těchto hodnot. Důsledkem heteroskedasticity je existence takového odhadu, který je lepší než testovaný, daná kovarianční matice má zkreslené hodnoty, testy ztrácí sílu a odhad reziduálního rozptylu není nestranný. Odhad parametrů je tak konzistentní, nestranný, ale není nejlepší.

Přítomnost heteroskedasticity se zjišťuje Breusch-Paganovým testem, který se zaměřuje na závislost odhadnutého rozptylu reziduí na hodnotách vysvětlujících proměnných.

$$u_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \alpha_k x_{kt} + \varepsilon_t$$

K tomu, aby neexistovala závislost reziduální složky na vysvětlujících proměnných, musí být parametry těchto proměnných nulové, podle toho

$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_k = 0$, homoskedasticita

$H_1: \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \dots \neq \alpha_k \neq 0$, heteroskedasticita

p-hodnota > hladina významnosti α , nezamítá se hypotéza H_0 , model je homoskedastický

p-hodnota < hladina významnosti α , přijímá se hypotéza H_1 , model je heteroskedastický

Odstranění heteroskedasticity může být provedeno pomocí logaritmů nebo ji lze ignorovat za použití HACC errors při testování. (HUŠEK, 2007)

- c. Normální rozdělení reziduální složky je předpoklad č. 6. K ověření rozdělení se využívá Jarque-Bera test. Hypotézy jsou formulovány:

H_0 : normální rozdělení náhodné složky

H_1 : nejedná se o normální rozdělení náhodné složky

Hodnota $JB = \frac{n}{6} (S^2 + \frac{1}{4} K^2)$ počítá s kritickými hodnotami šikmosti S a špičatosti

K a následně je porovnávána s tabulkovými hodnotami. Proměnná je normálně

rozdělena v případě že vypočítaná $JB >$ tabulková JB a naopak. Vyhodnocení lze provést také na základě p -hodnoty.

p -hodnota $>$ hladina významnosti α , nezamítá se hypotéza H_0 . reziduální složka je normálně rozdělena

p -hodnota $<$ hladina významnosti α , přijímá se hypotéza H_1 , reziduální složka není normálně rozdělena. (HUŠEK, 2007)

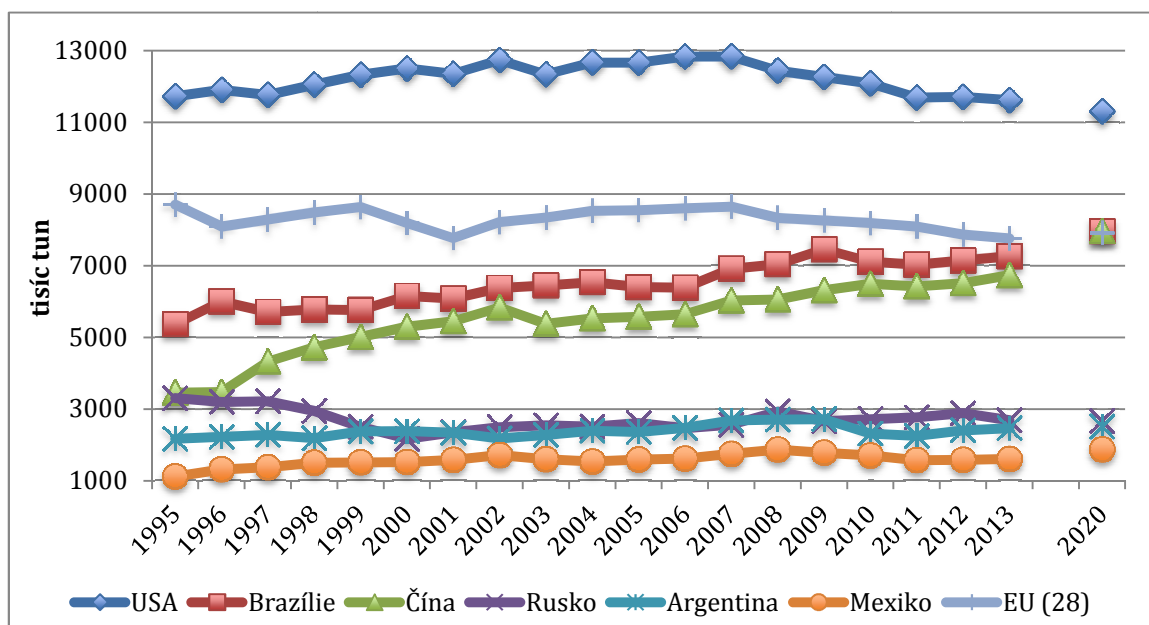
- d. Multikolinearita jako nežádoucí závislost mezi vysvětlujícími proměnnými souvisí s požadavkem č. 5. Tento jev byl blíže popsán v části Datová základna.

3. Teoretická východiska

3.1 Spotřeba hovězího masa ve světě

Hovězí maso je jednou ze základních surovin tvořících každodenní jídelníčky mnoha obyvatel především Evropy a Ameriky. S rostoucí životní úrovní a vyšší příjmů se stává maso běžnou součástí stravy i Asijské populace. Spotřebu největších konzumentů hovězího masa znázorňuje graf č. 1, pro lepší znázornění vývoje je uvedena také odhadovaná hodnota pro rok 2020.

Graf č. 1: Vývoj spotřeby hovězího masa vybraných států v tisících tunách



Zdroj: OECD, 2015a, vlastní zpracování

Navzdory klesajícímu trendu v posledních letech stále dominují spotřebě hovězího masa Spojené státy. V důsledku extrémně suchého počasí v roce 2012 došlo ke zničení podstatného množství úrody a většiny pastvin pro dobytek. Farmáři začali prodávat svá hospodářská zvířata a následující rok docházelo k utrácení velkého počtu dobytka. V důsledku toho se množství skotu stalo nedostatečným pro stávající poptávku po hovězím maso, proto došlo k nárůstu importu a ke zvýšení ceny hovězího masa. Nadějí na příznivější vývoj poskytují vysoké exporty z Brazílie a Austrálie. Export hovězího masa ze Spojených států ale mírně stoupá a očekává se tak i v následujících letech. V blízké budoucnosti se odhaduje také opětovné rozšiřování chovu skotu, ale vývoj je nejistý

vzhledem ke stále častějšímu výskytu rekordních teplot následovaných přívalovými dešti a záplavami. (BORD BIA, 2014; POLOCHOVÁ, 2012)

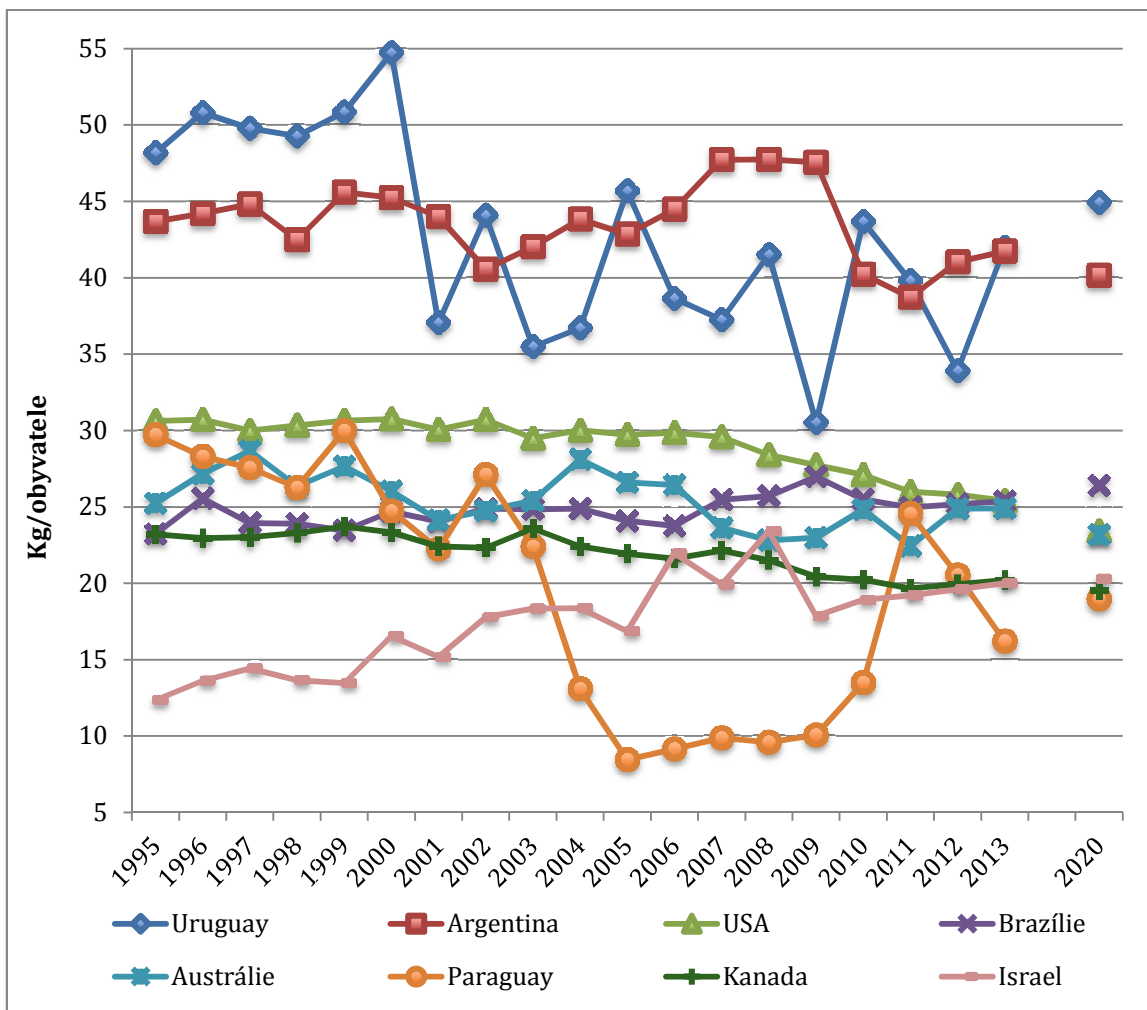
Vysokou, ale klesající spotřebu hovězího masa vykazuje také Evropská unie. Ta uzavřela v roce 2012 novou dohodu se státy Severní Ameriky, která ponechává původní zákaz dovozu hormonálně upraveného hovězího masa a nově navyšuje kvótu dovozu vysoce jakostního masa. Změna kvóty však nemá sílu zásadně ovlivnit tržní poměry v EU, protože je v porovnání s Evropskou spotřebou nízká. Vzhledem k exportu je nyní aktuální ruské embargo na zboží z EU včetně hovězího masa. V roce 2013 tvořil export do Ruska přes 23 %, následující rok, kdy v říjnu vešel v platnost zákaz, se vývoz snížil na 16 %. (ČT24, 2012; BORD BIA, 2014; ČTK, 2014a, ROUBALOVÁ, VODIČKA, 2013)

Rostoucí spotřeba hovězího masa je zaznamenána v Brazílii a Číně. Brazílie je v současnosti druhým největším producentem hovězího masa hned po USA a zároveň největším exportérem. Využila špatných obchodních vztahů Spojených států a Evropy s Ruskem a hojně vyváží nejrůznější komodity, aby nahradila výpadky vzniklé embargem. Přestože ještě do roku 2012 bylo Rusko největším importérem brazilského hovězího masa, je tato situace pro Brazílii velkou příležitostí. (ČTK, 2014b)

Čínský a celkově asijský trh s hovězím masem má obrovský potenciál daný dynamikou vývoje poptávky. Od roku 1987 do 2013 se čínská spotřeba zvýšila více jak sedmáctkrát, v celé Asii se v dalších letech očekává růst o 8 %. V závislosti na tom se zvyšuje také import, který se mezi lety 2009 až 2013 v Číně zčtyřnásobil. V tomto období se tak 25% podíl Asie na světovém obchodě s hovězím masem zvýšil na 35 % a do roku 2019 se odhaduje jeho růst až ke 45 %. Růst asijské spotřeby hovězího masa tak více než kompenzuje pokles spotřeby ve zbytku světa (zejména Evropa a Severní Amerika) a Asie se tak stává stále významnějším odbytištěm pro neustále rostoucí světovou nabídku. (BORD BIA, 2014, NEHASILOVÁ, 2012)

Vysoká spotřeba masa souvisí mimo jiné s obrovským počtem obyvatel, protože Čína ve spotřebě hovězího masa na osobu zaujímá daleko podprůměrné pozice v rámci světa. Absolutní spotřeba tak znázorňuje efekt pro světovou ekonomiku, ta relativní více vypovídá o skutečných údajích ohledně stravování v daných státech. Vývoj nejvýznamnějších spotřebitelů hovězího masa na obyvatele znázorňuje graf č. 2

Graf č. 2: Vývoj průměrné spotřeby hovězího masa vybraných států v kg/os/rok



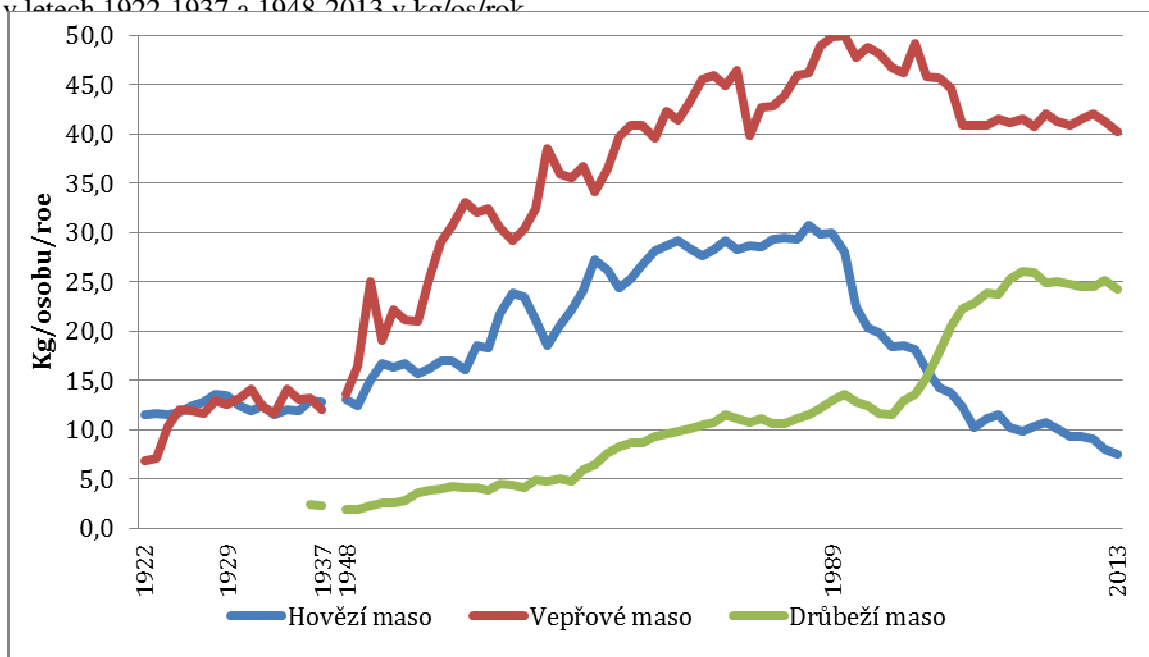
Zdroj: OECD, 2015b, vlastní zpracování

Nejkonzumovanější je hovězí maso v Uruguayi a Argentině, oblastech velmi tradičních jak pro chov skotu, tak pro vysoký podíl tohoto masa ve stravě. Dle statistik byla zhruba před 30 lety roční spotřeba přes 63 kg na Uruguayce a téměř 60 kg na Argentine, jiné zdroje uvádí jako v té době běžných 80 kg na obyvatele Argentiny. Přestože nyní jsou hodnoty ani ne poloviční, stále zásadně převyšují hodnoty jiných států. Za snižujícími čísly stojí údajně zdravotní hledisko. (PACLÍKOVÁ, 2000)

3.2 Spotřeba hovězí masa v České republice

Také v České republice je hovězí maso běžnou součástí stravy, přestože jeho podíl v celkové spotřebě masa se od roku 1989 zásadně snížil a dosahuje vůbec nejnižší úrovně průměrné spotřeby od roku 1922.

Graf č. 3: Vývoj relativní spotřeby vybraných druhů masa v Československu a České republice v letech 1922, 1929, 1937, 1948 a 2013 v kg/osobu/roce



Zdroj: ČSÚ, 2008; ČSÚ, 2015b, vlastní zpracování

Z grafu č. 3 je patrné, že v meziválečném období byla spotřeba hovězího masa srovnatelná se spotřebou masa vepřového a dalece převyšovala konzumaci drůbeže. Od roku 1948 měla relativně stabilní rostoucí tendenci až do konce 80. let, kdy dosahovala ročně 30 kg na obyvatele. Poté následoval dramatický pokles z velké části v důsledku změny z centrálně plánovaného systému na tržní hospodářství. Ceny byly liberalizovány, takže se jejich hladina znatelně zvýšila. Dále došlo k transformaci zemědělských družstev a privatizaci státních statků, snížila se tak hrubá zemědělská produkce a v průběhu 90. let významně začaly klesat stavy hospodářských zvířat, především skotu. (DOUCHA, 1999) Spotřeba vepřového masa během 90. let klesala na úroveň lehce přesahující 40 kg na osobu na rok, kde se udržuje od roku 2000. Obliba masa drůbežního naopak zaznamenala růst, od roku 1998 je druhým nejčastěji konzumovaným typem masa a v posledních 12 letech se jeho průměrná roční spotřeba udržuje okolo 25 kg. Naproti tomu spotřeba hovězího masa od revoluce stále klesá. V současnosti dosahuje asi 7,5 kg na obyvatele, což tvoří pouhou čtvrtinu spotřeby hovězího masa v roce 1989. (ČSÚ, 2015)

V České republice je spotřeba hovězího masa lehce podprůměrná v porovnání s průměrnou spotřebou Evropské unie nebo vyspělých států. Naopak Češi konzumují relativně velké množství masa vepřového, téměř dvojnásobné množství průměru vyspělých států. V případě drůbeže, zastoupené z velké většiny kuřecím masem, je spotřeba srovnatelná

s rozvinutými státy. Obliba nejběžnějších druhů mas v roce 2012 je zaznamenána v tabulce č. 1

Tabulka. č. 1: Průměrná spotřeba masa v ČR a ve vybraných oblastech v roce 2012 v kg/os/rok

Druh masa	ČR	EU	Vyspělé země	Rozvojové země	Svět
Hovězí	8,1	10,8	14,8	4,5	6,6
Vepřové	41,3	31,3	22,0	10,1	12,5
Drůbeží	25,2	21,1	26,3	10,1	13,3

Zdroj: ČSÚ, 2015b; OECD, 2015b, vlastní zpracování

Spotřebou hovězího masa a faktory, které jej ovlivňují se zabývalo velké množství analytiků jak v České republice, tak v jiných vyspělých státech světa. Vysoký počet prací týkajících se tohoto tématu v podmínkách Spojených států amerických je z 80. a 90. let minulého století. Příčinou může být výrazný pokles spotřeby hovězího masa v USA, jehož původ autoři datují právě okolo roku 1980. Jednou z těchto analýz je Beef Demand Determinants (Determinanty poptávky po hovězím mase). Schroeder, Marsh a Mintert (2000) zde sledují čtvrtletní data od roku 1982 do 1998 v USA a kromě spotřeby hovězího masa se zabývají také spotřebou vepřového a drůbežího masa. Mezi faktory byly zařazeny proměnné cena hovězího masa, cena vepřového masa, cena drůbežího masa, cena ostatních statků, často užívaný příjem byl nahrazen výdaji, počet oznámení o riziku pro lidské zdraví spojených jednotlivě s masem hovězím, vepřovým nebo drůbežím, zdravotní hledisko a procento pracujících žen.

Největší změna spotřeby hovězího masa byla na základě této studie vyvolaná právě proměnnou podílu pracujících žen. Elasticita této proměnné přesahuje -1,5, s růstem počtu žen účastných pracovního procesu tak rychleji klesá spotřeba hovězího, které je nahrazováno rychleji a snadněji upravitelnou drůbeží. Relativně citlivá je také spotřeba hovězího masa na výdajích spotřebitelů na trojici nejoblíbenějších druhů mas, procentní změna výdajů tak vyvolá 0,9 % změnu ve spotřebě. Zanedbatelná ale není ani cena hovězího masa, jejíž elasticita je necelých -0,61.

V podmínkách Evropy Kanerva (2013) ve své práci Meat consumption in Europe: Issues, trends and debates (Spotřeba masa v Evropě: Problémy, trendy a diskuze) sleduje 8 zemí Evropy: Německo, Velká Británie, Itálie, Španělsko, Francie, Nizozemsko, Finsko a Maďarsko v letech 1961 až 2007. Faktor životní úroveň obyvatel je měřen na základě

HDP daného státu, v souvislosti se spotřebou hovězího masa však se žádná významná závislost nepotvrdila. Naopak úzká vazba byla sledována v případě urbanizace. Zvyšující se stupeň urbanizace doprovází zvyšující se spotřeba hovězího masa ve Španělsku a Itálii, negativně však působí v Maďarsku. Vliv ceny je v této studii málo prokazatelný, silná závislost byla pozorována jen ve Finsku a Maďarsku, avšak vývoj spotřeby a ceny hovězího masa byl přímo úměrný, proto má autorka zato, že spotřeba klesá nezávisle na ceně a odvolává na studii USA s podobným výsledkem. Nejasná korelace je vykazována také u spotřeby hovězího masa a alternativně vyjádřených výdajů v podobě času potřebného k vyděláním takového množství peněz, za který lze koupit 1 kg hovězího masa. Autorka hledá možnosti vyjádření faktoru industrializace ve výrobě, kde v Německu sleduje negativní vztah průměrného růstu velkochovů skotu a spotřeby hovězího masa, naopak v Itálii je vztah těchto proměnných pozitivní. Jinou možností vyjádření faktoru zmiňuje také výdaje na reklamu a marketing masného průmyslu, které daleko převyšují vládní výdaje na informování veřejnosti ohledně vhodných potravin v rámci zdravého životního stylu. Globalizace představovaná jednak výší exportu, který má dle výsledků silný vliv na spotřebu masa ve všech sledovaných zemích (jde-li o maso hovězí, má úzký vztah s jeho spotřebou ve Španělsku a Maďarsku), a jednak importem, kde se závislost nevyskytuje v takové míře jako v případě exportu. Korelace importu a spotřeby hovězího masa se ale vyskytuje v Německu, Itálii a Velké Británii, negativní korelace pak ve Finsku. V rámci otázky zdraví je velká pozornost věnována bovinní spongiformní encefalopatii, přičemž relativně silná pozitivní korelace se vyskytovala mezi výskytem choroby ve Velké Británii a spotřebou hovězího masa v Německu, britská spotřeba v 90. letech také prudce klesala, ale s minimalizací výskytu BSE byla na rozdíl od ostatních států spotřeba Velké Británie opět navyšována. K ostatním potenciálním faktorům, které mohou ovlivnit spotřebu hovězího masa je řazena politická situace, především v souvislosti se vstupem daného státu do Evropské unie, v rámci Společné zemědělské politiky se produkce zvyšovala, ceny snižovaly a rostla tak i spotřeba. Poslední uvažovanou skupinou faktorů jsou ty demografické, jedná se o věk, vzdělání, pohlaví, nezaměstnanost. Avšak u žádné z těchto proměnných nebyl potvrzen silný trend v případě hovězího masa, často jsou výsledky studie protichůdné.

V rámci České republiky je to například práce Consumption of beef in the Czech republic (Spotřeba hovězího masa v České republice), kde se autoři Palát, Dvořáková a Kupková

(2012) zabývají obdobím od roku 1952 do roku 2007, ale rozdělují tuto dobu na období centrálně řízeného hospodářství a období volného trhu. Jako determinanty jsou sledovány proměnné cena hovězího masa, cena telecího masa, cena vepřového masa, cena kuřecího masa, populace a průměrná měsíční mzda. V období před rokem 1989 nejužší vztah vykazovala cena kuřecího masa s hodnotou korelačního koeficientu $-0,27$ a dále průměrná měsíční mzda $-0,39$, na základě p-hodnoty byly navíc obě tyto proměnné vyhodnoceny jako významné na hladině významnosti $0,05$. V období po roce 1989 se hlavně díky liberalizaci cen očekává prokazatelná závislost mezi cenami a spotřebou. Nejvyšší hodnoty korelačního koeficientu dosahují proměnné populace $0,25$ a cena hovězího masa $0,21$, avšak žádná z proměnných v modelu nemohla být podle p-hodnoty považována za významnou. Autoři připouští možnou příčinu v malém vzorku dat a upozorňují na nezanedbatelný vliv nezahrnutých, špatně kvantifikovatelných faktorů jako chuť, tradice, reklama a podobně.

Vztah spotřeby hovězího masa, jeho ceny a příjmu domácností řeší také Malý, Malá, Šobrová a Hállová (2011) v Partial equilibrium model of Czech beef trade (Model částečné rovnováhy na Českém trhu s hovězím masem) v letech 1995 – 2009. V tomto případě byla zvolena mocninná funkce s výslednou hodnotou parametru ceny $-0,8610$, parametru příjmu $0,3328$ a konstanty $80,1634$. Významnost parametrů byla potvrzena na základě p-hodnoty a z modelu byla odstraněna zjištěná autokorelace.

Alternativním přístupem se řídila Kubíčková a Šerhantová (2005) v Analysis of changes in meat and meat products consumption in the Czech Republic in the past ten years (Analýza změn spotřeby masa a masných výrobků v České republice za posledních deset let). Vlivy na spotřebu byly analyzovány na základě datového souboru o velikosti 1750 získaných pomocí dotazníku v roce 2004. Zvyk jako jeden z faktorů při nákupu hovězího masa přiznává 60 % respondentů. Na druhou stranu nejčastějším důvodem změny ve spotřebě masa a masných produktů je zdravý životní styl, který vede především ženy ke spotřebě ryb (49 %) a drůbeže (38 %), autorky tak soudí, že z tohoto důvodu dochází k nahrazování hovězího masa bílým masem. Tento podnět byl častější u osob žijících ve velkých městech a v sociální skupině zaměstnanci. Dalším důvodem ke změně nákupního chování této oblasti je široký výběr oproti době před 10 lety od sběru dat. V pořadí třetí nejvýznamnější příčinou změny jsou finance, které ale ovlivňují

spotřebu masa a masných produktů pouze u 20 % dotázaných, nejčastěji sociální skupinu důchodci a osoby žijící ve městech s počtem obyvatel menším než 3000.

Pouze vliv ceny brala v úvahu Štiková, Sekavová a Mrhálková (2006) v publikaci Vliv změny cen na spotřebu potravin, který sleduje změny cen a změny ve spotřebě potravin v období 1995 až 2004. Výstupy týkající se hovězího masa potvrzují závislost spotřeby hovězího masa na jeho ceně, ve sledovaném období došlo k poklesu spotřeby hovězího masa o 33 % při zvýšení jeho ceny o 19 %. V roce 2001 je patrný výrazný pokles spotřeby patrně v důsledku pochybností o jeho zdravotní nezávadnosti v souvislosti s BSE. Vliv tohoto faktoru je považován za krátkodobý, protože během 2 let se spotřeba opět zvýšila. Upozorňuje také na rozdíly nákupního chování v různých sociálních skupinách, kdy důchodci nakupují o 58 % více hovězího masa než průměrná domácnost, naopak podprůměrnou spotřebu mají domácnosti zaměstnanců (o 13 % nižší než je průměrná domácnost). Domácnosti samostatně činných zase nakupují obecně dražší potraviny v téměř všech kategoriích, v případě masa hovězího je cena průměrně o 3 % vyšší než je cena nakupované potraviny v průměrné domácnosti.

3.2.1 Výroba

Jak již bylo zmíněno, stav skotu a s ním související také výroba hovězího masa dlouhodobě klesá, od roku 1989 se počet chovaného skotu snížil na necelý 1,4 milionu kusů, tj. asi 40 % původního stavu, ještě větší je úbytek prasat a znatelný, i když ne tak zásadní, je také pokles počtu drůbeže. Přesto Česká republika patří mezi významné exportéry živých hospodářských zvířat, v roce 2014 bylo vyvezeno přes 70 tisíc tun skotu v hodnotě necelých 148 milionů eur, import je v porovnání s exportem zanedbatelný. Naopak bilance zahraničního obchodu s masem je dlouhodobě záporná, do země bylo během roku 2014 importováno 23,5 tisíc tun hovězího masa v ceně téměř 105 milionů, export dosahoval zhruba jen 30 % dovozu. Tato situace, kdy je exportována surovina a dovážené zpracované výrobky, je hodnocena negativně. (ČTK, 2010)

Posuzování soběstačnosti potravin se různí. Jsou zde názory liberální, které přikládají míře soběstačnosti minimální váhu, jiní zase považují schopnost samostatného uspokojení poptávky za strategickou a s růstem světové populace roste její významnost. Často se uvádí jako minimální míra soběstačnosti základních komodit okolo 80 %, vepřové a drůbeží maso této hranice v současnosti nedosahují, přitom před 8 lety byla míra z tohoto

pohledu uspokojivá. Naopak hovězí maso jako jediné je produkováno ve větším množství než je spotřebováno a tento přebytek se stále zvyšuje. (ČT24, 2014a)

Tabulka č. 2: Míra soběstačnosti masa v ČR v letech 2007-2013 v %

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Maso hovězí	104,2	122,3	121,1	114,4	121,6	131,5	140,1
Maso vepřové	78,7	74	65,1	63,8	60,8	54,5	57,6
Maso drůbeží	96,5	95,9	88,2	84,9	73,2	69,4	70,8

Zdroj: ČT24, 2014a

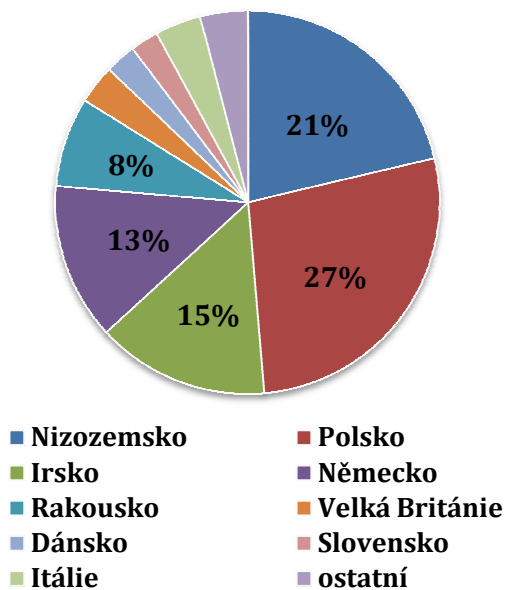
Ministerstvo zemědělství, potažmo stát, považuje soběstačnost potravin za velmi významnou a je tak snaha ji co nejvíce posílit. K hlavním nástrojům patří dotace EU, národní dotace a státní podpora ozdravování chovů. (ČT24, 2014a).

3.2.2 Zahraniční obchod

Hovězí maso je do České republiky dováženo nejvíce z Polska a Nizozemí, dohromady tvoří necelou polovinu veškerého importu. Graf č. 5 znázorňuje dovoz v peněžních jednotkách, v tunách je poměrové zastoupení lehce rozdílné. Z celkového množství tun importovaného masa se například Polsko podílí 32 %, jeho hodnota je však poměrově nižší a tvoří pouze 27 %. To odpovídá tomu, že polské potraviny jsou vysoce konkurenční především svou cenou.

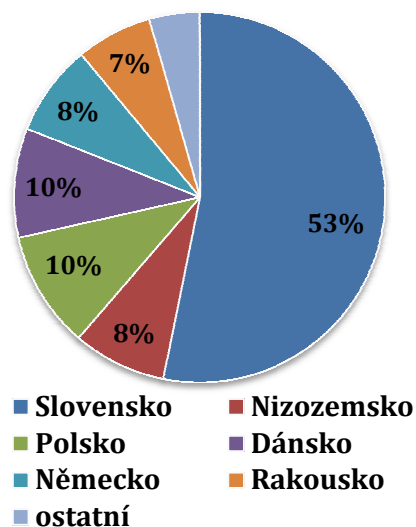
(EUROPEAN COMMISSION, 2015)

Graf č. 4: Podíl importovaného hovězího masa podle země původu v peněžních jednotkách v %



Zdroj: EUROPEAN COMMISSION, 2015, vlastní zpracování

Graf č. 5: Podíl exportovaného hovězího masa podle cílové země v peněžních jednotkách v %



Zdroj: EUROPEAN COMMISSION, 2015, vlastní zpracování

Vývoz domácího hovězího masa je z velké části realizován směrem na Slovensko, které je také jediným státem, s kterým Česká republika udržuje kladné saldo zahraničního obchodu. Jak je možné vidět v grafu č. 6, nezanedbatelný podíl mají ale také Dánsko, Nizozemsko a Polsko. Rozdíly v podílu států v hmotnosti a hodnotě exportu hovězího masa jsou výraznější. Zatímco je na Slovensko vyvezeno 53 % hodnoty veškerého hovězího na export, jeho hmotnost tvoří jen 41 % . Z toho lze soudit, že na Slovensko je určeno jakostně hodnotnější maso nebo je poskytováno

za vyšší ceny. (EUROPEAN COMMISSION, 2015)

3.2.3 Dotace

V České republice je prostředníkem mezi poskytovatelem a nabyvatelem dotace Státní zemědělský intervenční fond (SZIF). V případě Národních dotací financovaných čistě z národních zdrojů vykonává pouze administraci žádostí o dotace, samotné rozhodnutí vydává Ministerstvo zemědělství. Naopak veškeré úkony spojené s přijímáním žádostí, rozhodováním o přiznání dotací, kontrolou apod. má na starost SZIF u Přímých plateb financovaných částečně z fondů EU a částečně ze státních zdrojů. (SZIF, 2013)

3.2.3.1 Přímé platby

Sazby i podmínky získání dotací se upravují každý rok. Nejvýznamnější změnou roku 2015 je povinnost žadatele být evidován jako zemědělský podnikatel a také vyhovovat definici aktivního zemědělce. Osoba je automaticky považována za aktivního zemědělce pokud celková částka přímých plateb nepřevyšuje 5000 euro. Ostatní osoby musí dokazovat, že v rámci svého podnikání neprovozují aktivity přímo jmenované evropskou legislativou, jedná se o provozování letiště, železniční služby, vodní díla, služby v oblasti nemovitostí, provozování stálých sportovních a rekreačních areálů.

Jestliže však některou z těchto činností vykonávají, mohou být aktivním zemědělcem pokud výše přímých plateb převyšuje 5 % nezemědělských příjmů nebo příjmy ze zemědělské činnosti jsou vyšší než je 1/3 celkových příjmů. Účelem zavedení této povinnosti je poskytnout finanční prostředky ve formě dotace těm, pro které je zemědělství hlavním zdrojem obživy. (EAGRI, 2015a; SZIF, 2013)

Přímo s chovem skotu s výjimkou dojníc je v současnosti spojená platba na přežvýkavce, platba na chov krav bez tržní produkce mléka a podporu na chov telete masného typu.

Sazby podpor pro rok 2015 budou zveřejněny do 30. 11. 2015, jejich výše týkající se minulých let jsou v tabulce č. 3. Tyto sazby jsou stanovovány její výší na VDJ, neboli velkou dobytčí jednotku, která se rovná skotu staršího 2 let, mladý skot ve věku 6 měsíců až 2 let tvoří 0,6 VDJ, přepočítání telat do 6 měsíců věku je různý pro jednotlivé podpory.

Tabulka č. 3: Sazby dotací v Kč/VDJ

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Platba na přežvýkavce	2 007	2 582	2 549	1 669	1 461	1 310	911	505	129	97
Platba na chov KBTPM				2 940	3 280	2 120	1 394	778	191	132
Platba na chov telete masného typu								8 149	11 650	15 214

Zdroj: KRYSLIČKOVÁ, 2015

Zvláštní podpora na tele masného typu je řazena do kategorie Dobrovolná podpora vázaná na produkci. Je vyplácena od roku 2012 na ta telata, jejichž matkou je kráva bez tržní produkce mléka a otec je býk masného typu vedený v ústředním registru plemeníků. Pro účely této dotace tele odpovídá 0,4 VDJ. (SZIF, 2015)

Zbylé dvě platby jsou v kategorii Přechodné vnitrostátní podpory, jejichž účelem je vyrovnání výše výplat u vybraných komodit, které byly zjednodušením plateb v systému jednotné platby na plochu zemědělské půdy znevýhodněny oproti plnému systému přímých podpor v původních zemích EU. Jsou tak poskytovány v návaznosti na jednotné platby na plochu zemědělské půdy. Platba na přežvýkavce je dle příručky pro žadatele poskytována na minimálně 2 VDJ vedené k 31. 3. 2007. Tele do věku 6 měsíců odpovídá 0,2 VDJ. (SZIF, 2015; EAGRI, 2015b)

Platba na chov krav bez tržní produkce mléka je poskytována na minimálně dvě krávy, tedy po alespoň jednom otelení. (SZIF, 2015)

Kromě podpor přímo souvisejících se skotem však chovatel musí být zároveň příjemce také jiných dotací, protože jednou z podmínek Přejídných vnitrostátních podpor je přiznání Jednotné platby na plochu zemědělské půdy. Podmínkou všech podpor je pak vlastnictví obhospodařované půdy vedené v LPIS. Dalším příjmem pro zemědělce zaměřené především na extenzivní chov skotu mohou být platby na půdu s možností využití za účelem pastvy, které jsou ještě dále podmíněné, jedná se o Platby v méně příznivých oblastech, jejichž výše je závislá označení dané oblasti, dále platby v rámci programu Natura 2000 zaměřené na trvalé travní porosty daných oblastí na území 1. zóny národních parků nebo 1. zóny chráněných krajinných oblastí. Za účelem integrace postupů šetrných k životnímu prostředí, ošetřování travních porostů a péče o krajinu jsou poskytovány dotace v rámci Agroenvironmentálního a agroenvironmentálně-klimatického opatření a dále také podpory na trvalý travní porost a zatravněnou ornou půdu za podmínek ekologického zemědělství. (SZIF, 2015)

3.2.3.2.Národní dotace

Jako Národních dotace související s chovem skotu jsou administrovány programy v rámci Udržování a zlepšování genetického potenciálu vyjmenovaných hospodářských zvířat. Jedná se o Podporu na ověřování původu potomstva plemenného býka či dárkyně embrya do maximální výše dotace 500 Kč za provedenou analýzu či maximálně 70 % nákladů na analýzu vykonanou třetí stranou, Podpora zavádění a vedení plemenných knih s vyšší dotace až 11 Kč na kus plemen masného typu skotu v plemenné knize a podpora na kontrolu užitkovosti, výkonnostní zkoušky, výkonnostní testy a posuzování a kontrola dědičnosti užitkových vlastností a zdraví zvířat. Dotace v maximální výši 70 Kč na kus v rámci kontroly dědičnosti je poskytována na lineární popis a hodnocení zevnějšku skotu a 2000 Kč na kontrolu dědičnosti za každého otestovaného býka. Osobě oprávněné k testování a posuzování skotu je možné přiznat až 60 000 Kč za prověřenou skupinu v roce, osobě oprávněné k testování a posuzování růstové schopnosti skotu na provoz odchovny plemenných býků až 70 Kč na krmný den testu. (MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ, 2015)

Státní zemědělský intervenční fond kromě dotací zemědělců podporuje také další články řetězce výroby a zpracování hovězího masa za účelem stabilizace trhu a zlepšení

konkurenceschopnosti domácích zpracovatelů na světovém trhu. Využívá k tomu intervenční nákupy, skladování a prodeje hovězího masa, soukromé skladování a vývozní subvence. (SZIF, 2013)

3.2.4 Kvalita a jakost hovězího masa

Jako jedna z příčin, které stojí za poklesem obliby hovězího masa, je označována kvalita nebo přesněji poměr ceny a kvality této komodity. Tím, že maso je surovinou velmi nestabilní, snadno dochází ke snížení jeho kvality. Při hodnocení masa je posuzována jednak zdravotní nezávadnost, ale také kvalita senzorická, nutriční, hygienická, kulinární a technologická. Na všechny tyto aspekty působí mnohé vlivy a to jak během života zvířete, jedná se o intravitální vlivy, tak i po porážce během zrání a manipulace s masem. Mezi intravitální vlivy patří užitkovost, genetik a plemenitba, způsob a úroveň výživy, způsob chovu, pohlaví, věk, ale také možná přítomnost cizorodých látek, zdravotní stav a požití léčiv, podmínky při přepravě a ošetření zvířat před porážkou. (STEINHAUSER, 1995)

Skot se dle užitkovosti dělí na plemena mléčná, která mají nižší podíl vnitrosvalového tuku a naopak vyšší množství uloženého mezisvalového tuku, mají nižší intenzitu růstu s relativně velkou spotřebou krmiv, plemena masná s vysokou intenzitou růstu a nižší spotřebou krmiva a plemena kombinovaná poskytující uspokojivé výsledky jak v produkci mléka, tak zmasilosti. (STEINHAUSER, 1995; INGR, 2008)

U skotu chovaného na produkci masa je žádaný maximální podíl svalstva, minimální podíl kostí a jatečného odpadu a vhodný podíl především intramuskulárního tuku, tento poměr je do značné míry otázkou genetiky. Důležitými parametry je jatečná výtěžnost a výkrmnost. Jatečná výtěžnost je poměr hmotnosti jatečně upraveného těla k porážkové hmotnosti živého skotu. Je ovlivněná především užitkovým typem, plemenem, pohlavím, výživou, stupni vykrmení a věkem. Jatečná užitkovost býků na výkrm se pohybuje mezi 55 – 70 %. Schopnost přeměny přijatých živin na tělesné tkáně se nazývá výkrmnost, užívaná charakteristika je spotřeba krmiva na 1 kg přírůstku. (ZAHRÁDKOVÁ, 2009; STEINHAUSER, 1995)

Z hlediska pohlaví a kastrace se skot dělí na býčky, býky, volky, voli, jalovice, prvotelky a krávy. Lze obecně říci, že samice spotřebují na metabolické procesy méně energie, zbytek ukládají ve formě tuku a spotřebují více krmiva. Mají také nižší jatečnou výtěžnost, ale jejich maso je jemnější. Jalovice jsou často určeny k budoucí produkci mléka,

proto jejich maso není běžné. Více se pak poráží vyřazené prvotelky. Období březosti má na maso samic neblahý vliv, protože dochází k využití zásob tuku a jiných hodnotných látek ve prospěch plodu. Nejvýhodnější se zdá být produkce hovězího masa prostřednictvím intenzivního výkrmu býčků. Dosahují vysoké intenzity růstu s nízkou spotřebou krmiva, avšak jejich maso není tak kvalitní, jako maso samic či kastrovaných samců. U býků může být navíc patrný pohlavní pach a větší sklon k vadě DFD. (ZAHRÁDKOVÁ, 2009; STEINHAUSER, 1995)

Během života se mění poměrné zastoupení jednotlivých složek těla skotu, k nejintenzivnějšímu nárůstu svalové hmoty dochází během dospívání, později začíná být větší součástí přírůstu také intramuskulární tuk. Po zastavení růstu se vytváří již méně žádaný depotní tuk, proto je z hlediska produkce masa výhodné v tomto období zvíře porazit. Příliš mladá zvířata mají malou výtěžnost, maso nevyzrálé a nevýrazné, naopak čím starší tím přibývá obsahu barviv a snižuje se vaznost masa. (ZAHRÁDKOVÁ, 2009; STEINHAUSER 1995)

Maso z mladého skotu je jemně vláknité, světlé, bledě červené, přiměřeně pevné s nízkým obsahem šťávy, vazivo mírně prorostlé tukem. Býčí maso je silně vláknité, tmavě červené, tuhé, suché téměř bez vnitrosvalového tuku. Mladé krávy a volí chované na výkrm mají maso hrubě vláknité, poměrně tuhé, živě červeno-hnědé, po uskladnění tmavě cihlově červené, mramorované. Maso starších dojníc je jasně červené, málo prorostlé tukem. Spotřebitelé v České republice považují maso z dvouletého býčka za nejlepší, avšak ideální poměr vnitrosvalového tuku a krycího tuku mají dvouleté jalovice a tříletí volci, to zajišťuje nejlepší chuť, šťavnatost a křehkost, a proto se zdají být lepší volbou. (ZAHRÁDKOVÁ, 2009; STEINHAUSER 1995)

Vliv na jakost hovězího masa má také to, jestli se skot pase nebo je ustájený. Pastevní zvířata mají více pohybu, jsou trénovaná, mají tak menší podíl tuku a vyšší obsah bílkovin a minerálních látek, jejich maso je tmavší a má nižší pH. Bylo také zjištěno, že maso extenzivně chovaných býků zraje delší dobu. Skupina skotu na pastvě by měla být menší a neměnná, aby byla na sebe jednotlivá zvířata zvyklá, měla klid a byla tak méně stresovaná, čímž se dosahuje vyšších přírůstků. Ustájený skot má lepší péči a intenzivnější výkrm. Je třeba dbát na jejich biologické potřeby, aby budova byla dobře prosvětlená, provzdušněná, byla zde možnost regulace teploty a vlhkosti a co nejvíce omezit hluk

okolních strojů. Tak se nejlépe eliminují stresující faktory, které snižují produkci. (JEŽKOVÁ, 2012; STEINAHUSER 1995)

Pro skot chovaný na produkci masa jsou ideální málo vodnatá krmiva bohatá na extraktivní látky, tuk by neměl přesahovat hladinu 4 %. Krmná dávka může být až z 70 % tvořena objemnými krmivy, kam se řadí zelená píče a suchá krmiva. Složkami zelené píče jsou jeteloviny, trávy, krmné luskoviny, obiloviny a okopaniny a konzervovaná krmiva. Suchá část krmných dávek může být složena ze sena či slámy. Objemná krmiva ještě doplňují jadrná krmiva, která jsou koncentrovaná z hlediska obsahu živin, tvořená obilovinami, luštěninami a průmyslovými krmivy jako otrubami a krmnými moukami. Výzkumy naznačují, že složení a intenzita výkrmu má větší význam než jeho délka. (STANĚK, 2009a; STANĚK, 2009b; ZHRÁDKOVÁ, 2009)

Užívání aditivních látek a léčiv ve výživě zvířat se řídí přesnými pravidly danými zákony a jinými právními předpisy Evropské unie. Přídavné látky se do krmiva doplňují z jiného důvodu než k získání živin, mohou například zlepšovat vstřebávání některých jinak získaných živin, jedná se o technologické doplňkové látky (konzervanty, antioxidanty a stabilizátory), sensorické doplňkové látky (barviva a aroma), nutriční látky (vitamíny, aminokyseliny) a zootechnické látky, které mohou podporovat trávení či pozitivně ovlivňovat životní prostředí. (NAŘÍZENÍ EVROPSKÉHO PARLAMENTU A RADY Č.1831/2003)

V České republice je od roku 2006 zákaz užívání jakýchkoli antibiotických růstových stimulatorů v živočišné výrobě. (BEZPEČNÁ KRMIVA, 2008)

Při nemocích doprovázených horečnatým stavem dochází ke spotřebě důležitých složek masa, jsou využívány zásoby tuků a sacharidů, dochází ke zvýšení obsahu vody ve svalovině. Mění se nakládání těla s vitamíny a minerálními látkami. Tento stav způsobuje snazší kažení masa i přítomnost patogenních organismů. Alimentární onemocnění představují také jistou míru rizika, patří sem listerióza, salmonela a další nemoci nejčastěji spojené se zažíváním. K přenosu na člověka dochází často v případě nedostatečné tepelné úpravy a vlivem nevhodného skladování masa. Je třeba zmínit bovinní spongiformní encefalopatii (BSE) známou též jako nemoc šílených krav, která může být také významným iniciátorem snižování spotřeby hovězího masa, protože byla při jejím prvním výskytu v roce 2001 značně medializována. V kontinentální Evropě byl však výskyt onemocnění relativně malý, v České republice bylo od té doby celkově

zjištěno jen 30 případů pozitivních testů a od roku 2009 není znám žádný případ. Rokem 2013 byla také v Evropské unii zrušena povinnost testování zdravých zvířat poražených na jatkách. Otázkou však zůstává, jak na spotřebitele působí možnost ohrožení tímto či jiným onemocněním v současné době, kdy se o žádném podobném riziku média nezmiňují. (STÁTNÍ VETERINÁRNÍ SPRÁVA, 2014; BARTOŠKOVÁ, HANULÍKOVÁ, 2012)

Postmortální změny jsou soubor různých rozkladných reakcí, díky kterým svalovina dostává žádané technologické a senzorické vlastnosti a stává se tak masem. Procesy hnané enzymy, které jsou přirozeně obsažené v tkáních, se označují jako autolýza. K té dochází po porážce zvířete a lze ji rozdělit na tři fáze: posmrtné ztuhnutí, zrání masa a hluboká autolýza. (INGR, 2003a)

Posmrtné ztuhnutí hovězí svaloviny, nebo také často využívaný latinský výraz rigor mortis, nastává asi 3 až 6 hodin po porážce, odeznívá po dalších 24 až 48 hodinách. Po usmrcení dochází k rozkladu glykogenu na kyselinu mléčnou, což způsobí okyselení svalu a snížení jeho pH. Relativně vysoká koncentrace adenosintrifosfátu (ATP) trvá asi do 2 hodin po porážce, zajišťuje velmi dobrou vaznost masa, tato fáze se označuje jako fáze „teplého masa“. Dá-li se v tomto stavu zmrazit, je možné jeho vaznost udržet, ale nejedná se o maso s charakteristickými vlastnostmi, vůní a chutí. Po poklesu teploty pod 27°C dojde k většímu poklesu ATP, nastává nevratná svalová kontrakce a svalovina se stává tuhou. V této fázi má maso velmi špatnou schopnost poutat vodu a není tedy dobré ho upravovat. (INGR, 2003a; STEINHAUSER, 1995)

Rozklad kyseliny mléčné a zvyšování pH způsobuje uvolnění svaloviny, štěpí se kolagen, probíhají mikrobiální změny. Maso postupně začíná být křehčí a zlepšuje se jeho vaznost i senzorické vlastnosti. Tento proces je označován jako zrání masa. K tomu, aby mohly probíhat potřebné enzymatické procesy, je třeba skladovat maso v teplotě nad -1,5 °C, přičemž čím vyšší je teplota, tím rychlejší je průběh zrání. Zároveň se z hygienických důvodů musí svalovina zchladit na méně jak 7°C, optimální teploty zrání se pohybují mezi 3°C až 5°C. Doba zrání se pak pohybuje mezi 10 až 14 dny, nižší teploty a využití moderních balících metod však mohou tuto dobu výrazně prodloužit. Po dozrání lze skladovací teplotu snížit na hodnoty pohybující se blízko bodu mrazu, ale je důležité zabránit tvorbě krystalů narušujících strukturu a vaznost masa, v tomto případě pak ztratí

šťávu včetně svých prospěšných látek a zůstane suché. (INGR, 2003a; STEINHAUSER, 1995; SVAZ CHOVATELŮ ČESKÉHO STRAKATÉHO SKOTU, 2008)

Dlouhé skladování a zrání masa ale může postupně přejít do hluboké autolýzy. To je proces, kdy se začínají rozkládat také tuky a tvoří se konečné produkty rozkladu bílkovin jako například amoniak, aminy a oxid uhličitý, které ovšem dávají masu nepříjemné sensorické vlastnosti a není tak možné ho využít jako potravinu. (INGR, 2003a)

Proteolýza probíhá ve tkáních usmrcených zvířat současně s autolýzou, ale s různou intenzitou. Autolýza má nejdynamičtější průběh po porážce, kdy je maso zdravého zvířete téměř sterilní a kyselé prostředí způsobuje, že i nadále se mikroorganismy působící z okolního prostředí množí pomalu. Po zvýšení pH se bakterie začínají množit rychleji až exponenciální řadou. Okamžik, kdy se projeví první příznaky hniloby masa, se označuje jako index hniloby, může to být sliz, zápach či barevná změna. První fází je osliznutí, pokud se nezachytí včas, přechází na povrchovou hnilobu, kdy se mikroflóra dostává do hloubky a vzniká tak poslední fáze hluboká hniloba masa. Není však nutné, aby maso prošlo všemi třemi fázemi, protože maso se mohlo nepřírozně infikovat již za života zvířete při zranění nebo během porážky a manipulace při nedodržování důsledné hygieny. Významnou chybou je zkažení masa v důsledku jeho zapaření. To nastává při nedostatečném zchlazení a nevyhovujícím vyvěšení během postmortálních procesů. (INGR, 2003a; STEINHAUSER, 1995)

Odchylkou od běžného vývoje postmortálních změn je vznik vady masa či syndromu DFD. Dark, firm and dry, v překladu tmavé, tuhé a suché maso se objevuje v důsledku stresu a vyčerpání zvířete před porážkou, kdy jsou zásoby glykogenu téměř vyčerpány a kyselina mléčná je krví již odvedena. Maso se tak po porážce minimálně okyselí a nedojde k zásadnímu poklesu pH. To je i po 24 hodinách od porážky v podstatě stejná, převyšuje hranici 5,9 a dosahuje až hodnoty 6,8. (MILLER, 2007)

V důsledku vysokého pH se v mase značně brzy a rychle začínají množit mikroorganismy, a proto je DFD maso velmi náchylné ke kažení. Hodnota pH je také nejspolehlivějším ukazatelem pro zjištění této vady, posuzovat lze ale také sensoricky, maso je na řezu lepivé, velmi suché, protože má vysokou schopnost vázat vodu, barva je tmavá. Takové maso nelze dát přímo do prodeje, ale může se využít jako surovina masných výrobků, kde dochází k tepelné úpravě v krátkém čase. (INGR, 2003b)

Krávy, jalovice a volci jsou obecně klidnější než býci, u kterých se vada vyskytuje nejčastěji. Neustájení jedinci bývají přepravováni se skupinou, s kterou byli po čas jejich výkrmu a mají své pozice ve skupině dávno dané. Zátěž v důsledku přepravy ustájených býků je ale dále spojena ještě s bojem s ostatními zvířaty o pozici ve skupině. Tyto rizikové skupiny je nutné porazit co nejdříve případně separovat. Porážka všech kusů by měla proběhnout v co nejkratším času, určitě však do 24 hodin po přepravě. (INGR, 2003b)

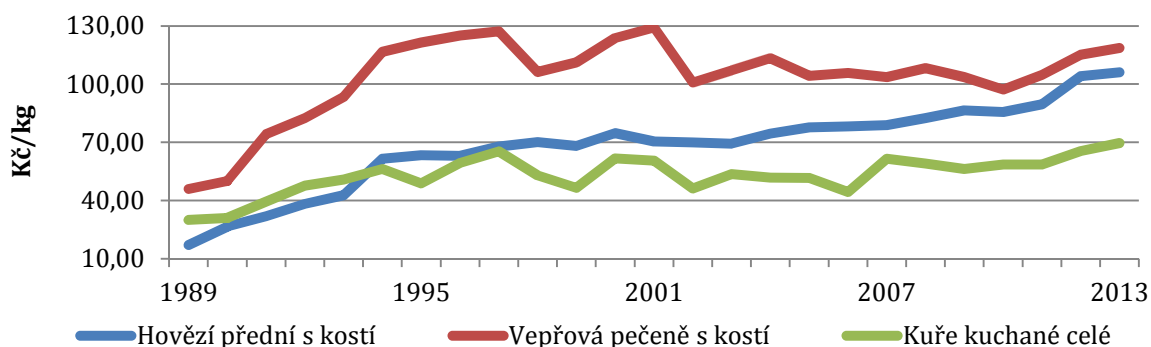
Druhou odchylkou hovězího masa je zkrácení svalových vláken chladem neboli cold shortening. Nastává při prudkém zchlazení svaloviny po porážce pod 15°C ještě před vrcholem fáze rigor mortis. Maso je pak příliš tuhé a tento jev nelze odstranit ani tepelnou úpravou či zráním. Tato vada se běžně nevyskytuje, protože ji lze snadno předejít například elektrostimulací, která urychlí fázi teplého masa a k posmrtnému ztuhnutí dojde o poznání dříve a lze pak maso také brzy zchladit. (INGR, 2003b)

Během celého výrobního procesu je nutné dodržovat určité hygienické zásady s ohledem na zdravotní nezávadnosti, jakosti a biologické hodnotě. Jednotlivé požadavky vychází z Nařízení Evropského parlamentu a Rady, ze systému HACCP. Týkají se veterinární kontroly, která se zabývá zdravotními údaji o zvířeti, podmínkami přepravy a podmínkami během porážky, prohlídkou před i po porážce, dále provádí odběr vzorků a laboratorní testy, na jejichž základě je pak maso označeno jako vhodné k lidské spotřebě. Velká pozornost je věnována také hygienickým požadavkům na prostory využívané k usmrcení a následnému zpracování masa včetně skladů a balíren, vybavení těchto prostor, zásobování vodou, odpady, osoby přicházející do styku s masem a školení těchto pracovníků. Dodržování těchto zásad hygienické praxe je pravidelně kontrolováno spolu s plněním postupů podle HACCP. Systém HACCP je konstruován každým provozem individuálně tak, aby nejlépe vystihl kritická místa výroby a distribuce, a tím se minimalizovalo fyzikální, biologické a chemické nebezpečí a byla tak zajištěna zdravotní nezávadnost potravin. (KOPŘIVA, 2002; INGR, 2008)

3.2.5 Cena hovězího masa a příjem obyvatel

Spotřebitelská cena je uváděna jako jeden z nejdůležitějších faktorů, které ovlivňují spotřebitele při pořizování zboží a služeb. (INGR, 2008) V grafu č. 7 je na rozdíl od kuřete či vepřové pečeně patrný stabilní vývoj s každoročním zvyšování spotřebitelské ceny hovězího předního.

Graf č. 6: Vývoj spotřebitelských cen masa v Kč/kg



Zdroj: ČSÚ, 2015d, vlastní zpracování

Spotřebitelská cena vychází z ceny průmyslových výrobců, která tak ovlivňuje náklady vstupů, obdobně jsou zase ceny zemědělských výrobců náklady průmyslových výrobců. Jejich vývoj je velmi podobný, od roku 2005 rostou, ale ceny průmyslových výrobců rychleji, mezi lety 1997 a 2012 vzrostla téměř o 50 %. Za stejné období se průměrná cena zemědělských výrobců zvýšila o více jak 33 %, největší nárůst byl u masa telecího. (ČSÚ, 2015d)

Spotřebitelská cena hovězího masa je tak ovlivněna cenou veškerých vstupů do řetězce výroby, jsou to náklady na samotné zvíře a jeho chov, mzdové náklady, nájmy, odpisy dlouhodobého majetku, cena ropy a energií, daně a také marže obchodníků, která se řídí především poptávkou a konkurencí na daném trhu. Významný dopad na ceny zemědělských výrobců nebo zpracovatelů mohou mít již zmíněné dotace a intervenční zásahy ze strany státu.

Ekonomická teorie využívá vliv výše důchodu na spotřebu k rozdělení statků na ty normální a méněcenné. Mezi normální statky se řadí nezbytné chápané jako základní a statky luxusní, jejichž spotřeba roste rychleji než důchod. Spotřeba méněcenných statků naopak s růstem důchodu klesá a jsou nahrazovány těmi normálními. Ač výše příjmů úzce souvisí s cenou zboží a služeb, které si subjekt může dovolit, není často spojován s velkým vlivem na spotřebu. (ŠROT, 2006)

V průběhu posledních 20 let se průměrná hrubá měsíční mzda každoročně rovnoměrně zvyšovala až více jak na svůj trojnásobek. Kromě většiny služeb a některého typu zboží však cena statků vzrostla méně, stejně jako cena hovězího masa. Zatímco v roce 1989 bylo možné pořídit za průměrnou mzdu téměř 190 kg hovězího masa předního s kostí,

v roce 1995 to bylo něco málo přes 130 kg, ale v současné době je to téměř 300 kg. Z toho vyplývá, že přestože absolutní cena hovězího masa roste, v poměru s příjmy je klesající. (ČSÚ, 2015a, ČSÚ, 2015d)

3.2.6 Ekologie

Podle společnosti World Resource Institut se v Evropské unii zemědělství podílí na celkových emisích asi 15 %. Zatímco v jiných oblastech výroby se směřuje k minimalizaci tvorby skleníkových plynů, v zemědělství je toto možné pouze v řádu jednotek procent. Hlavním producentem těchto plynů v zemědělství je právě skot, v tomto případě se jedná navíc o metan, který přispívá ke změně klimatu daleko vyšší měrou než průmyslem produkováný oxid uhličitý. V současnosti je tedy jediným způsobem omezení vzniku metanu snížení počtu chovaného skotu a to jak na výkrm, tak na produkci mléka. To by však pak byla nutná zásadní změna stravovacích návyků celé světové populace. (KERLES, 2014)

Dalším problémem v oblasti ekologie chovu skotu je potřeba vody a půdy. Celkově ve světě jsou téměř dvě třetiny zemědělské půdy užívané k produkci masa a není tak dost půdy na pěstování rostlinných produktů pro výživu populace. Ty jsou navíc daleko méně náročné na spotřebu vody, které se předpokládá nedostatek. Naopak k výrobě kila hovězího masa je zapotřebí až 16 tisíc litrů vody. Tato situace je znepokojující hlavně v Indii, kde je obou zmíněných zdrojů již nyní nedostatek a zároveň je zde chováno největší stádo skotu na světě. (VIDAL, 2012)

Ekologické náklady chovu jsou vysoké a obavy z uvedených faktů tak část lidí vede ke změně životního stylu, způsobu stravování, k vegetariánství. Například v lednu 2014 se v Německu konala demonstrace proti velkochovům skotu právě také ve spojitosti s životním prostředím. (ČT24, 2014b)

3.2.7 Životní styl

V současné době se lidé stále více věnují tématu zdravého životního stylu. Na toto téma je široké množství studií a článků, které se však v určitých názorech rozcházejí. Jednou touto kontroverzní oblastí je konzumace masa. Vlivem této skutečnosti přibývá lidí, kteří omezují příjem pokrmů obsahujících maso a začínají právě s vyřazením masa hovězího a vepřového. (SLIMÁKOVÁ, 2015)

Vegetariánství je chápáno jako celý životní styl, nejedná se tak pouze o odmítání masa, ale vyjádření nesouhlasu s velkochovy vykrmovaných zvířat a jejich usmrcováním. V případě veganství jsou ze stravy vyřazeny kromě masa všechny živočišné produkty, tedy mléko, vejce, často také med a dále produkty vyráběné z materiálů živočišného původu jako vlna, hedvábí, kůže nebo také kosmetika testovaná na zvířatech. Podněty, které vedou populaci k vegetariánství, jsou kromě zdravého životního stylu a soucitu se zvířaty i náboženské, zdravotní, kulturní, ekologické nebo móda a snaha se odlišit. (SLIMÁKOVÁ, 2015)

K vegetariánství a dalším jeho pokročilejším formám se na světě hlásí přibližně miliarda lidí, většina z nich pochází tradičně z Indie, kde tvoří asi 40 % všech obyvatel. Velký nárůst je však pozorován ve státech západní Evropy a USA. Například v Německu se téměř 9 % občanů stravuje výhradně bez masa, ve Spojených státech za posledních 5 let se zvýšil počet vegetariánů z 1 % na 5 %. Česká republika má asi 2 % zastánců tohoto stylu, ale i nadále lze očekávat mírný růst. Tyto pozitivně vyvíjející se hodnoty jsou často spojovány s klesajícím trendem spotřeby masa jak v Evropě, tak v Severní Americe. (WATTERS, 2015; ČT24, 2014a)

Protipólem zdravé výživy je vnímáno stravování ve fast foodech, které je také součástí životního stylu. Přestože některé studie říkají, že průměrný obsah masa v hamburgerech z rychlých občerstvení je pouhých 12 %, zdroje zároveň říkají, že jen ve Spojených státech nejznámější fast food McDonald's spotřebuje až miliardu liber hovězího masa ročně, tedy asi 450 milionů kg. To jsou téměř 4 % z celkové spotřeby hovězího masa USA. (FERIDUN, 2010; PRAYSON, 2008)

3.2.8 Zvyky, tradice, náboženství

Každá kultura má své zvyky a tradice, v souvislosti s hovězím masem je třeba zmínit hinduismus. Je to tradiční filozofický a náboženský koncept původem z Indie, významné zastoupení má však také v Nepálu, Bangladéši či na Srí Lance. Ze zásady nenásilí vyšel zvyk vegetariánství, přičemž striktnost dodržování pravidla byla mezi různými kastami odlišná. Vyloučené bylo především maso hovězí a telecí, protože kráva je tradičními hinduisty považována za posvátnou. Zajímavostí je fakt, že hinduistické texty pocházející z doby před rokem 1000 hovězí maso jako součást stravy nezapovídá, naopak ji uvádí jako běžnou. Domněnka zákazu konzumace hovězího říká, že se jednalo o snahu odlišit se od muslimského obyvatelstva. (STOJANOVIČOVÁ, 2013)

V současnosti se zásady ohledně masa uvolňují. V Indii je stále poměrně veliká skupina obyvatel vegetariánská, jejichž zastoupení je nejvyšší na světě. Ale zrychlení tempa růstu ekonomiky zvyšuje životní úroveň obyvatel, zvětšuje se tak střední třída a rozšiřují se možnosti cestování, odkud si především mladí lidé studující v zahraničí přinášejí svobodomyšlnější přístup ke struktuře jídelníčku a mění tak poptávku po mase. Zvyšování spotřeby masa je také spojováno s přijímáním svátků tradičních v Severní Americe. (MACDONALD, 2012)

Indie má největší počet skotu (včetně buvolů) chovaného pro produkci mléka, stejně tak je i největším exportérem buvolího masa na světě. V roce 2009 prošlo jatky jen ve třech státech Indie (tam, kde je porážka skotu legální) téměř 1,4 milionů krav a necelých 3,5 milionu buvolů. V roce 2012 byla v Indii spotřeba hovězího masa asi 1,5 kg na obyvatele za rok, což tvoří zhruba desetinu spotřeby vyspělých států. (MACDONALD, 2012;)

Kromě hinduismu je také buddhismus duchovním systémem se zásadou vyloučení násilí proti živým tvorům, proto jsou jeho přívrženci často vegetariáni, ale konzumace masa není přímo zakázána. Dle obecných pravidel je přijatelné maso z uhynulých zvířat, nicméně zařazením této potraviny si buddhista poškozuje karmu a je tak vystaven nebezpečí pekla. (STOJANOVIČOVÁ, 2013)

3.2.9 Kulinářská úprava

Dalším faktorem atraktivity hovězího masa pro spotřebitele je náročnost jeho přípravy: ta je ve srovnání s jinými druhy masa náročnější na čas anebo na kulinářské znalosti i zkušenosti. S tím souvisí i způsob dělení hovězího masa, jejímž účelem je spotřebiteli usnadnit orientaci ve způsobech úpravy masa. V zahraničí je klasifikace hovězího masa v porovnání s českým způsobem podrobnější, což v některých případech zlepšuje identifikaci konkrétního produktu. (HAVEL, 2012)

Oblíbenou a také nejdražší částí hovězího masa je pravá svíčková. Sval není příliš namáhán, má jemná vlákna, ale na druhou stranu má relativně nízký obsah tuku, což znamená také méně výraznou chuť. Přesto je spotřebiteli u nás považována za nejkvalitnější maso a připravuje se nejčastěji jako bifteky. Ve skutečnosti je podle odborníků kvalitnějším a chutnějším masem nízký roštěnec nebo bok. Nízký roštěnec má výraznější podíl vnitrosvalového tuku (ale zase méně než vysoký roštěnec), který dodává intenzivnější chuť. Z roštěnky jsou známé T-bone steaky s kostí

anebo rumpsteaky. Bok je příkladem partie, kterou je dále dobré dělit, protože jedna část je tužší oproti zbylému kusu, který je možné upravovat též rychlým způsobem. Podceňovaný v České republice bývá vysoký roštěnec, který poskytuje také velmi kvalitní maso, především jeho středová část. K dalším částem vhodným na bifteky se může řadit vrchní šál, tabulková špička, květová špička nebo špatně dostupná veverka, z které se připravuje hanger steak. Dlouho opomíjená zůstávala líčka, která mají dnes již také své zastánce, využívají se na přípravu guláše, jde o libové maso s velkým podílem kolagenu a dodává tak jemnou chuť a křehkost. Velmi běžnou a užívanou částí je kliška vhodná například na guláš, ale upravuje se také jako specialita Osso Buco. Na grilu je možné připravit žebra či některé části plece. (HAVEL, 2012; KATINA, 2012)

4. Vlastní práce

4.1 Modely s více vysvětlujícími proměnnými

Z uvažovaných proměnných byly stacionární pouze časové řady spotřebitelská cena vepřového masa, spotřebitelská cena drůbežího masa, stav skotu, množství importovaného hovězího masa a počet zjištěných případů výskytu BSE ve Velké Británii, za účelem stacionarity byly zbývající proměnné nahrazeny jejich prvními diferencemi v případě spotřeby vepřového masa a produkce hovězího masa nebo druhými diferencemi u spotřeby drůbežího masa, spotřebitelské ceny hovězího masa, hrubé mzdy, export hovězího masa, výskyt BSE v Evropě bez Velké Británie a tržby vegetariánských restaurací.

V této již upravené vstupní matici se vyskytuje multikolinearita mezi proměnnými stav skotu a import hovězího masa a dále stav skotu a výskyt BSE ve Velké Británii. Proto je stav skotu nahrazen opět druhou diferencí stavu skotu, která již s ostatními proměnnými nekoreluje.

4.1.1 Deklarace uvažovaných proměnných

y_t ...spotřeba hovězího masa v kg/os/rok

dy_t ...první diference spotřeby hovězího masa v kg/os/rok

x_{1t} ...spotřeba vepřového masa v kg/os/rok

dx_{1t} ...první diference spotřeby vepřového masa v kg/os/rok

x_{2t} ...spotřeba drůbežího masa v kg/os/rok

ddx_{2t} ...druhá diference spotřeby drůbežího masa v kg/os/rok

x_{3t} ...spotřebitelská cena hovězího masa v Kč/kg

ddx_{3t} ...druhá diference spotřebitelské ceny hovězího masa v Kč/kg

x_{4t} ...spotřebitelská cena vepřového masa v Kč/kg

x_{5t} ...spotřebitelská cena drůbežího masa v Kč/kg

x_{6t} ...průměrná hrubá mzda v tisících Kč

ddx_{6t} ...druhá diference průměrné hrubé mzdy v tisících Kč

x_{7t} ...produkce hovězího masa v tisících tunách živé hmotnosti

dx_{7t} ...první diference produkce hovězího masa v tisících tunách živé hmotnosti

x_{8t} ...stav skotu v tisících kusech

ddx_{8t} ...druhá diference stavu skotu v tisících kusech

x_{9t} ...export hovězího masa v tisících tunách jatečné hmotnosti
 ddx_{9t} ...druhá diference exportu hovězího masa v tisících tunách jatečné hmotnosti
 x_{10t} ...import hovězího masa v tisících tunách jatečné hmotnosti
 x_{11t} ...výskyt BSE ve Velké Británii v kusech
 x_{12t} ...výskyt BSE v Evropě bez Velké Británie v kusech
 ddx_{12t} ...druhá diference výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie v kusech
 x_{13t} ...tržby vegetariánských restaurací v Kč/rok
 ddx_{13t} ...druhá diference tržeb vegetariánských restaurací v Kč/rok

Ekonomický model je pak vyjádřen vztahem

$$y = fce(dx_{1t}, ddx_{2t}, ddx_{3t}, x_{4t}, x_{5t}, ddx_{6t}, dx_{7t}, ddx_{8t}, ddx_{9t}, x_{10t}, x_{11t}, ddx_{12t}, ddx_{13t})$$

4.1.2 Lineární funkce (model 1)

V modelu uvažujícím všechny zmíněné proměnné nebyla zjištěna významnost žádného z parametrů, p-hodnoty převyšovaly hladinu významnosti $\alpha = 0,05$.

Naopak významnost všech parametrů je v modelu s vysvětlujícími proměnnými druhá diference spotřebitelské ceny hovězího masa (ddx_{3t}), spotřebitelská cena vepřového masa (x_{4t}), druhá diference hrubé mzdy (ddx_{6t}) a druhá diference výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie (ddx_{12t}).

Na základě ekonomické teorie se předpokládá přímo úměrný vztah difference spotřeby hovězího masa s proměnnými spotřebitelská cena vepřového masa a druhou diferencí hrubé mzdy, naopak opačný směr parametrů se očekává u druhé diference spotřebitelské ceny hovězího masa a druhé diference výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie.

Ekonometrický model je charakterizován rovnicí

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_3 ddx_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_6 ddx_{6t} + \gamma_{12} ddx_{12t} + u_t$$

4.1.2.1 Odhady parametrů

Tabulka č. 4: Odhad parametrů modelu s lineární funkční formou

Proměnná	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
x_0 – jednotkový vektor	γ_0	4,22951	0,0167	**
ddx_3 - dd Sp. cena HM	γ_3	-0,0391852	0,0456	**
x_4 - Sp. cena VM	γ_4	-0,0429732	0,0078	***
ddx_6 - dd Mzda	γ_6	0,649818	0,0338	**
ddx_{12} - dd BSE bez VB	γ_{12}	-0,00306112	0,0035	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výstup ze SW Gretl je v příloze č. 1

Po dosazení má rovnice následující podobu

$$dy_t = 4,2295 - 0,0392ddx_{3t} - 0,043x_{4t} + 0,6498ddx_{6t} - 0,0031ddx_{12t} + u_t$$

4.1.2.1.1 Interpretace odhadnutých parametrů

Zvýší-li se druhá diference hrubé mzdy o 1 tisíc Kč za podmínky ceteris paribus, první diference spotřeby hovězího masa se zvýší o 0,65 kg na osobu za rok. Spotřebitel tak na změnu mzdy sice reaguje zvýšením zájmu o hovězí maso, ale jeho preference se na tuto komoditu nevztahují, navýšené finanční prostředky využije spíše k nákupu jiných statků.

4.1.2.3 Elasticita

Elasticity jsou počítány pro rok 2013.

Tabulka č. 5: Elasticity v modelu s lineární funkční formou

Přímá cenová elasticita	Křížová cenová elasticita	Důchodová elasticita	Elasticita výskytu BSE
-0,613	-6,362	0,551	-0,023

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

4.1.2.3.1 Interpretace

Růst ceny vepřového masa o 1 % vyvolá snížení meziroční změny spotřeby hovězího masa o 6,21 %. Spotřebitel je na změnu ceny vepřového masa velice citlivý, a proto radši nahradí dražší druhy masa, tedy také maso hovězí, produkty s nižší absolutní cenou.

4.1.2.4 Verifikace

Tabulka č. 6: Koeficient determinace a p-hodnoty testů modelu s lineární funkční formou

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,7257	0,000709	0,666
Adjustovaný koeficient determinace	Test autokorelace p-hodnota	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota
0,6474	0,543	0,058

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výstupy ze SW Gretl pro test autokorelace, heteroskedasticity a normálního rozdělení jsou v příloze č. 1.

4.1.2.4.1 Ekonomická verifikace

Směr odhadnutého parametru γ_4 je oproti předpokladu záporný, se zvýšením ceny vepřového masa dochází ke snížení meziroční změny spotřeby hovězího masa. Vepřové maso se tak na základě tohoto modelu jeví více jako doplněk masa hovězího než jeho substitut. Ostatní parametry předpokladu ekonomické teorii vyhovují.

4.1.2.4.2 Statistická verifikace

Statistická významnost parametrů

Z tabulky č. 4 je patrné, že p-hodnoty všech parametrů modelu jsou menší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Zamítá se tak hypotéza H_0 a parametry jsou hodnoceny jako statisticky významné.

Shoda modelu s daty

Koeficient determinace uvedený v tabulce č. 6 značí, že endogenní proměnná diference spotřeby hovězího masa je z téměř 73 % vysvětlena spotřebitelskou cenou vepřového masa, druhou diferencí hrubé mzdy a druhou diferencí výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie.

Statistická významnost modelu jako celku

Na základě p-hodnoty f-testu uvedené v tabulce č. 6 se zamítá hypotéza H_0 . Model jako celek je hodnocený jako statisticky významný.

4.1.2.4.3 Ekonometrická verifikace

Autokorelace

Na základě p-hodnoty Breusch-Godfreyova testu pro autokorelaci uvedené v tabulce č. 6 se nezamítá hypotéza H_0 . Autokorelace tak nebyla detekována.

Heteroskedasticita

Na základě p-hodnoty Breusch-Paganova testu heteroskedasticity uvedené v tabulce č. 6 se nezamítá hypotéza H_0 . Model je homoskedastický.

Normální rozdělení reziduí

Na základě p-hodnoty testu normálního rozdělení reziduí uvedené v tabulce č. 6 se nezamítá hypotéza H_0 . Rezidua jsou rozdělena normálně.

Multikolinearita

Tabulka č. 7: Korelační matice modelu s lineární funkční formou

ddx_{3t}	x_{4t}	ddx_{6t}	ddx_{12t}	
1	-0,1713	-0,0371	-0,2014	ddx_{3t}
	1	0,0772	0,3872	x_{4t}
		1	0,1939	ddx_{6t}
			1	ddx_{12t}

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Z korelační matice v tabulce č. 7 je patrné, že žádný párový korelační koeficient v absolutní hodnotě nepřekračuje kritickou hodnotu. Mezi zahrnutými proměnnými se nevyskytuje multikolinearita.

4.1.3 Mocninná funkce (model 2)

V ekonometrickém modelu s mocninnou funkční formou jsou zahrnuty exogenní proměnné diference spotřeby vepřového masa (dx_{1t}), druhá diference spotřeby drůbežího masa (dx_{2t}), druhá diference spotřebitelské ceny hovězího masa (ddx_{3t}), spotřebitelská cena vepřového masa (x_{4t}), spotřebitelská cena drůbežího masa (x_{5t}), druhá diference hrubé mzdy (ddx_6), výskyt BSE ve Velké Británii (x_{11t}), druhá diference výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie (ddx_{12t}) a druhá diference tržeb vegetariánských restaurací (ddx_{13t}). Model je tak vyjádřen následující rovnicí

$$dy_t = \gamma_0 \cdot dx_{1t}^{\gamma_1} \cdot ddx_{2t}^{\gamma_2} \cdot ddx_{3t}^{\gamma_3} \cdot x_{4t}^{\gamma_4} \cdot x_{5t}^{\gamma_5} \cdot ddx_{6t}^{\gamma_6} \cdot x_{11t}^{\gamma_{11}} \cdot ddx_{12t}^{\gamma_{12}} \cdot ddx_{13t}^{\gamma_{13}} \cdot u_t$$

4.1.3.1 Odhad parametrů

Tabulka č. 8: Odhad parametrů modelu s mocninnou funkční formou

Proměnná	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
x_0 – jednotkový vektor	γ_0	89,8876	$1,20 \times 10^{-6}$	***
dx_{1t} – d Spotřeba VM	γ_1	-0,555909	0,0057	***
ddx_{2t} – dd Spotřeba DM	γ_2	-0,331359	0,0090	***
ddx_3 - dd Sp. cena HM	γ_3	0,134000	0,0190	**
x_4 - Sp. cena VM	γ_4	-1,12640	$5,39 \times 10^{-6}$	***
x_5 - Sp. cena DM	γ_5	0,168215	0,0043	***
ddx_6 - dd Mzda	γ_6	1,80025	$1,30 \times 10^{-5}$	***
x_{11t} – BSE ve VB	γ_{11}	0,0131827	$1,38 \times 10^{-5}$	***
ddx_{12} - dd BSE bez VB	γ_{12}	-0,105959	0,0004	***
ddx_{13t} – dd Tržby veg. restau.	γ_{13}	-0,0369951	0,0004	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výstup ze SW Gretl je příloze č. 2

Po dosazení odhadnutých parametrů má rovnice následující podobu

$$dy_t = 89,89 \cdot dx_{1t}^{-0,556} \cdot ddx_{2t}^{-0,331} \cdot ddx_{3t}^{0,134} \cdot x_{4t}^{-1,126} \cdot x_{5t}^{0,168} \cdot ddx_{6t}^{1,8} \cdot x_{11t}^{0,013} \cdot ddx_{12t}^{-0,106} \cdot ddx_{13t}^{-0,037} \cdot u_t$$

4.1.3.1.1 Interpretace odhadnutých parametrů

Spotřebitelé nejvíce reagují na změnu ceny vepřového masa, a změnu druhé diference hrubé mzdy. Stejně jako v lineárním modelu lze z těchto výsledků soudit, že rozhodování lidí je nejvíce ovlivněno jejich dostupnými finančními prostředky.

4.1.3.2 Elasticita

Elasticity v modelu s mocninnou funkcí jsou konstantní a shodné s jejich parametry.

Tabulka č. 9: Elasticity v modelu s mocninnou funkční formou

Elasticita spotřeby vepřového masa	Elasticita spotřeby drůbežního masa	Přímá cenová elasticita	Křížová cenová elasticita (vepřové m.)	Křížová cenová elasticita (drůbeží m.)
-0,556	-0,331	0,134	-1,126	0,168
Důchodová elasticita	Elasticita výskytu BSE v VB	Elasticita výskytu BSE bez VB	Elasticita tržeb vegetar. restaurací	
1,8	0,013	-0,106	-0,037	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

4.1.3.3 Verifikace

Tabulka č. 10: Koeficient determinace a p-hodnoty testů modelu s mocninnou funkční formou

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,997413	$6,3 \times 10^{-6}$	0,911
Adjustovaný koeficient determinace	Test autokorelace p-hodnota	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota
0,992757	0,537	0,403

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

4.1.3.3 Ekonomická verifikace

V modelu s mocninnou funkční formou byl směr parametru proměnné spotřebitelská cena vepřového masa odhadnutý opět záporně, tedy s růstem ceny vepřového masa klesá meziroční změna spotřeby hovězího masa. To potvrzuje úsudek komplementárního vztahu masa vepřového a hovězího. Naopak kladný směr, ale také v rozporu s teorií, má podle

odhadu parametr γ_3 proměnné spotřebitelská cena hovězího masa a dále γ_{11} , jehož intenzita je však poměrně nízká.

4.1.3.3.2 Statistická verifikace

Jak je patrné z tabulky č. 8, všechny odhadnuté parametry jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hodnoceny jako statisticky významné.

Koeficient vícenásobně determinace uvedený v tabulce č. 10 značí, že endogenní proměnná diference spotřeby hovězího masa je z 99,7 % vysvětlena zahrnutými determinanty.

F-test pro statistickou významnost modelu jako celku proběhl v pořádku, model je hodnocen jako statisticky významný.

4.1.3.3.3 Ekonometrická verifikace

Na základě tabulky č. 10 a korelační matice v tabulce č. 11 lze konstatovat, že ekonometrická verifikace proběhla v pořádku, model je homoskedastický, není detekována autokorelace ani multikolinearita, rezidua jsou rozdělena normálně.

Tabulka č. 11: Korelační matice modelu s mocninnou funkční formou

dx_{1t}	ddx_{2t}	ddx_{3t}	x_{4t}	x_{5t}	ddx_{6t}	x_{11t}	ddx_{12t}	ddx_{13t}	
1	0,1368	-0,3086	-0,5961	-0,1128	0,0749	-0,2012	-0,1041	-0,0547	dx_{1t}
	1	0,5933	-0,3117	-0,1444	0,1247	-0,1986	0,292	0,2278	ddx_{2t}
		1	-0,1328	-0,026	-0,031	-0,0094	0,3137	0,0344	ddx_{3t}
			1	0,4146	0,1406	0,2394	0,1517	0,0105	x_{4t}
				1	-0,2072	-0,5784	-0,0183	0,1743	x_{5t}
					1	0,1161	0,379	0,2598	ddx_{6t}
						1	0,1224	-0,1148	x_{11t}
							1	-0,1624	ddx_{12t}
								1	ddx_{13t}

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výstupy ze SW Gretl pro test autokorelace, heteroskedasticity a normálního rozdělení jsou v příloze č. 2.

4.2 Törnqvistovy funkce

K modelování Törnqvistových funkcí jsou využita data statistiky rodinných účtů za roky 1995, 2005 a 2014. V pozici vysvětlující proměnné u těchto funkcí stojí vždy příjem, vysvětlovaná spotřeba hovězího masa může být vyjádřena v naturálních jednotkách, ale také v jednotkách peněžních, tedy jako vydání za hovězí maso. Data proměnných jsou v letech 2005 a 2014 dělena do 10 skupin podle čistého peněžního příjmu na osobu, v roce 1995 je těchto skupin pouze 9.

4.2.1 Deklarace proměnných

y_1 ...Spotřeba hovězího masa v kg/os/rok

y_2 ...Vydání za hovězí maso v Kč/os/rok

x_p ...Čistý peněžní příjem na osobu/rok

4.2.2 Rok 1995

4.2.2.1 1. Törnqvistova funkce

Odhad parametrů funkce spotřeby hovězího masa v naturálních jednotkách

Tabulka č. 12: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a_1	9,101914	0,0012	***
	a_2	94,31494	$4,8 \times 10^{-5}$	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{1t} = 9,1 \cdot \frac{x_p}{x_p + 94,31} + u_t$$

Podle 1. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti více jak 9,1 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu tak spotřeba hovězího masa nepřesáhne 9,1 kg na osobu na rok.

Tabulka č. 13: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
Koeficient elasticity	0,751	0,693	0,650	0,607	0,573	0,544	0,515	0,489	0,422

Zdroj: vlastní zpracování

Pružnost příjmu všech příjmových skupin je relativně vysoká, rozhodování nakupujících je tak velmi ovlivněno jejich příjmem, s jeho růstem tak pružnost klesá.

Odhad parametrů funkce vydání za hovězí maso v peněžních jednotkách

Tabulka č. 14: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a_1	908,79349	0,0008	***
	a_2	97,20546	$2,31 \times 10^{-5}$	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{2t} = 908,79 \cdot \frac{x_p}{x_p + 97,21} + u_t$$

Podle 1. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti téměř 909 Kč/os/rok, při jakémkoli příjmu tak výdaje za hovězí maso nepřekročí 909 Kč na osobu na rok.

Výstupy ze SW Gretl pro odhad parametrů obou modelů jsou v příloze č. 3

Tabulka č. 15: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
Koeficient elasticity	0,757	0,700	0,657	0,614	0,580	0,551	0,523	0,496	0,429

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Elasticita v případě proměnné vydání je téměř identická s pružností v modelu spotřeby.

Verifikace

Tabulka č. 16: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,917745	$4,8 \times 10^{-5}$	0,431889
Adjustovaný koeficient determinace	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota	
0,905994	0,11219	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 17: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,933113	$2,3 \times 10^{-5}$	0,179673
Adjustovaný koeficient determinace	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota	
0,923557	0,31939	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace

Byl potvrzen předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa. Zatímco lidé podle statistiky rodinných účtů pro 1995 spotřebují průměrně 3,85 kg/os/rok, hladina nasycenosti je téměř 3x vyšší a je tak naplněna pouze ze 42 %. Stejně tak pro vydání za hovězí maso.

Statistická verifikace

Jak je patrné z tabulky č. 12 a 14, odhadnuté parametry jak v modelu s vysvětlovanou proměnnou spotřeba, tak v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hodnoceny jako významné.

F-testy pro statistickou významnost modelů jako celku proběhly v pořádku, oba modely jsou podle p-hodnot uvedené v tabulce č. 16 a 17 hodnoceny jako staticky významné.

Ekonometrická verifikace

Na základě tabulky č. 16 a 17 lze konstatovat, že ekonometrická verifikace proběhla v pořádku, model je homoskedastický a rezidua jsou rozdělena normálně.

4.2.2.2 2. Törnqvistova funkce

Odhad parametrů funkce spotřeby hovězího masa v naturálních jednotkách

Tabulka č. 18: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	17,4612	0,43601	
	a ₂	313,425	0,61974 ⁵	
	a ₃	-14,3002	0,64789	

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{1t} = 17,46 \cdot \frac{x_p + 14,3}{x_p + 313,43} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti téměř 17,5 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu tak není spotřebováno více jak 17,5 kg hovězího masa na osobu na rok.

Tabulka č. 19: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
Koeficient elasticity	0,652	0,687	0,702	0,709	0,710	0,707	0,702	0,695	0,667

Zdroj: vlastní zpracování

Z koeficientů elasticity 2. Törnqvistovy funkce je patrný rozdílný charakter statku a přístup k jeho spotřebě. Pružnost příjmu nejdříve roste, až od 5. příjmové skupiny opět klesá.

Skupina s nejvyšším příjmem ale reaguje na změnu příjmu zvýšenou spotřebou více než 1. příjmová skupina.

Odhad parametrů funkce vydání za hovězí maso v peněžních jednotkách

Tabulka č. 20: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	1317,44	0,17922	
	a ₂	201,624	0,45582	
	a ₃	-8,07785	0,70867	

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{2t} = 1317,44 \cdot \frac{x_p + 8,08}{x_p + 201,62} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti přes 1317 Kč/os/rok, při jakémkoli příjmu tak výdaje za hovězí maso nepřekročí 1317 Kč na osobu na rok.

Výstupy ze SW Gretl pro odhad parametrů obou modelů jsou v příloze č. 3

Tabulka č. 21: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
Koeficient elasticity	0,716	0,722	0,717	0,705	0,692	0,678	0,662	0,646	0,597

Zdroj: vlastní zpracování

V případě vydání pružnost příjmu opět roste, ale už od 3. příjmové skupiny začíná klesat, skupina s nejvyšším příjmem má tento koeficient již znatelně nižší než ti s nejnižším příjmem.

Verifikace

Tabulka č. 22: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,917926	0,890567

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 23: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 1995 (vysvětlovaná p. vydání)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,942119	0,922826

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace

Také podle 2. Törnqvistovy funkce je naplněn předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa, hladina nasycenosti je v případě spotřeby ještě téměř dvakrát vyšší než v modelu 1. Törnqvistovy funkce.

Statistická verifikace

Jak je patrné z tabulky č. 18 a 20, odhadnuté parametry jak v modelu s vysvětlovanou proměnnou spotřeba, tak v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hodnoceny jako nevýznamné.

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace proběhla v pořádku.

Na základě hodnot parametrů a jejich statistické významnosti lze soudit, že spotřebě hovězího masa a výdajům za tuto komoditu v roce 1995 lépe vyhovuje 1. Törnqvistova funkce. Hovězí maso, stejně jako většina potravin, byla v roce 1995 základním statkem.

4.2.3 Rok 2005

4.2.3.1 1. Tornqvistova funkce

Odhad parametrů funkce spotřeby hovězího masa v naturálních jednotkách

Tabulka č. 24: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	10,69244	0,0190	**
	a ₂	335,47539	6,89 x 10 ⁻⁶	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{1t} = 10,69 \cdot \frac{x_p}{x_p + 335,48} + u_t$$

Hladina nasycenosti dosahuje téměř 10,7 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu tak není spotřebováno víc jak 10,7 kg hovězího masa na osobu na rok.

Tabulka č. 25: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Koeficient elasticity	0,851	0,818	0,799	0,785	0,772	0,757	0,738	0,711	0,674	0,592

Zdroj: vlastní zpracování

Podobně jako u 1. Tornqvistovy funkce pro rok 1995 je zde pružnost příjmu klesající, vyšší příjmové skupiny na změnu příjmu reagují méně.

Odhad parametrů funkce vydání za hovězí maso v peněžních jednotkách

Tabulka č.26: Odhad parametrů 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	1457,06751	0,0149	**
	a ₂	406,31202	1,08 x 10 ⁻⁶	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{2t} = 1457,06 \cdot \frac{x_p}{x_p + 406,31} + u_t$$

Hladina nasycenosti dosahuje víc jak 1457 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu tak výdaje za hovězí maso nepřekročí 1457 Kč na osobu na rok.

Výstupy ze SW Gretl pro odhad parametrů obou modelů jsou v příloze č. 4

Tabulka č. 27: Koeficienty elasticity 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Koeficient elasticity	0,873	0,844	0,828	0,816	0,804	0,790	0,773	0,749	0,715	0,637

Zdroj: vlastní zpracování

Verifikace

Tabulka č. 28: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,929671	6,89 x 10 ⁻⁶	0,726628
Adjustovaný koeficient determinace	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota	
0,920880	0,49125	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 29: Koeficient determinace a p-hodnoty testů pro 1. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Koeficient determinace	F-test p-hodnota	Test heteroskedasticity p-hodnota
0,955663	$1,08 \times 10^{-6}$	0,646398
Adjustovaný koeficient determinace	Test normálního rozdělení reziduí p-hodnota	
0,950121	0,3019	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace

Byl potvrzen předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa. Zatímco lidé podle statistiky rodinných účtů spotřebují průměrně 2,65 kg/os/rok, hladina nasycenosti je více jak 4x vyšší. Stejně tak pro vydání za hovězí maso.

Statistická verifikace

Statistická významnost parametrů

Jak je patrné z tabulky č. 24 a 26, odhadnuté parametry jak v modelu s vysvětlovanou proměnnou spotřeba, tak v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hodnoceny jako významné.

Statistická významnost modelu jako celku

F-testy pro statistickou významnost modelů jako celku proběhly v pořádku, oba modely jsou hodnoceny jako staticky významné.

Ekonometrická verifikace

Na základě tabulky č. 28 a 29 lze konstatovat, že ekonometrická verifikace proběhla v pořádku, model je homoskedastický a rezidua jsou rozdělena normálně.

4.2.3.2 2. Törnqvistova funkce

Odhad parametrů funkce spotřeby hovězího masa v naturálních jednotkách

Tabulka č. 30: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	4,59813	1 x 10 ⁻⁵	***
	a ₂	11,5682	0,56249 ⁵	
	a ₃	36,8152	0,00043	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{1t} = 4,6 \cdot \frac{x_p - 36,82}{x_p + 11,57} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti téměř 4,6 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu by tak nebylo spotřebováno více jak 4,6 kg hovězího masa na osobu na rok.

Odhad parametrů funkce vydání za hovězí maso v peněžních jednotkách

Tabulka č. 31: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a ₁	646,937	1 x 10 ⁻⁵	***
	a ₂	50,4955	0,12147	
	a ₃	30,0017	0,00314	***

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{2t} = 646,94 \cdot \frac{x_p - 30}{x_p + 50,5} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti téměř 645 Kč/os/rok, při jakémkoli příjmu by tak výdaje za hovězí maso nepřekročily 645 Kč na osobu na rok.

Výstupy ze SW Gretl pro odhad parametrů obou modelů jsou v příloze č. 4

Tabulka č. 32: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Koeficient elasticity	0,382	0,273	0,236	0,214	0,196	0,180	0,161	0,141	0,118	0,083

Zdroj: vlastní zpracování

V roce 2005 jsou koeficienty pružnosti pro 2. Törnqvistovu funkci již daleko nižší, změna příjmu spotřebitele ovlivňuje jen málo, s jeho růstem jsou lidé při nákupním rozhodování méně ovlivněni výší finančních prostředků.

Verifikace

Tabulka č. 33: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,971919	0,963896

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 34: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2005 (vysvětlovaná p. vydání)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,980613	0,975074

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace

Model 2. Törnqvistovy funkce také potvrzuje předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa, avšak rozdíl zde není tak zásadní. V tomto případě je hladina nasycenosti ani ne dvakrát vyšší než průměrná spotřeba roku 2005, nejvyšší příjmové skupině tak chybělo pouze 1 kg do nasycenosti.

Statistická verifikace

Jak je patrné z tabulky č. 30 a 31, na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ jsou jak v modelu s vysvětlovanou proměnnou spotřeba, tak v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání hodnoceny jako významné parametry a_1 a a_3 . Naopak parametr a_2 je v obou případech nevýznamný, v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání je však p-hodnota stále relativně nízká.

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace proběhla v pořádku.

V roce 2005 model 1. i 2. Törnqvistovy funkce nejeví zásadní nedostatky. Parametr a_2 2. TQ funkce je nevýznamný, avšak koeficienty determinace těchto modelů jsou v porovnání s modely 1. TQ vyšší. Je tak patrná změna přístupu spotřebitelů ke konzumaci hovězího masa od roku 1995.

4.2.4 Rok 2014

4.2.4.1 1. Törnqvistova funkce

Parametry odhadnuté pomocí 1. Törnqvistovy funkce se jeví od reality velmi vzdálené, a proto zde nejsou prezentovány.

4.2.4.2 2. Törnqvistova funkce

Odhad parametrů funkce spotřeby hovězího masa v naturálních jednotkách

Tabulka č. 35: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a_1	7,95356	4×10^{-5}	***
	a_2	96,6143	0,08599	*

	a_3	44,3689	0,00183	***
--	-------	---------	---------	-----

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{1t} = 7,95 \cdot \frac{x_p - 44,37}{x_p + 96,61} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti téměř 8 kg/os/rok, při jakémkoli příjmu tak není spotřebováno víc jak 8 kg hovězího masa na osobu na rok.

Tabulka č. 36: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Koeficient elasticity	0,637	0,365	0,309	0,279	0,258	0,238	0,216	0,192	0,158	0,103

Zdroj: vlastní zpracování

V roce 2014 jsou koeficienty elasticity příjmu jednotlivých příjmových skupin velmi rozdílné, především mezi 1. a 2. příjmovou skupinou je mezi pružnostmi velký rozdíl. I zde jsou spotřebitelé s růstem příjmu daleko méně ovlivněni jeho výší.

Odhad parametrů funkce vydání za hovězí maso v peněžních jednotkách

Tabulka č. 37: Odhad parametrů 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

	Parametr	Koeficient	T-test p-hodnota	
Hladina nasycenosti	a_1	1317,34	9×10^{-5}	***
	a_2	114,39	0,0859	*

	a_3	45,7012	0,00193	***
--	-------	---------	---------	-----

* statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,1

** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,05

*** statistická významnost parametru na hladině významnosti 0,01

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosažení parametrů má rovnice funkce následující podobu

$$y_{2t} = 1317,34 \cdot \frac{x_p - 45,7}{x_p + 114,39} + u_t$$

Podle 2. Törnqvistovy funkce dosahuje hladina nasycenosti přes 1317 Kč/os/rok, při jakémkoli příjmu tak výdaje za hovězí maso nepřekročí 1317 Kč na osobu na rok.

Výstupy ze SW Gretl pro odhad parametrů obou modelů jsou v příloze č. 5

Tabulka č. 38: Koeficienty elasticity 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

Příjmová skupina	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Koeficient elasticity	0,800	0,457	0,388	0,351	0,325	0,300	0,273	0,243	0,202	0,133

Zdroj: vlastní zpracování

Verifikace

Tabulka č. 39: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. spotřeba)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,974952	0,967795

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Tabulka č. 40: Koeficient determinace pro 2. TQ pro rok 2014 (vysvětlovaná p. vydání)

Koeficient determinace	Adjustovaný koeficient determinace
0,974952	0,967795

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Ekonomická verifikace

Hladiny nasycenosti modelu spotřeby i modelu vydání se pro 2. Törnqvistovu funkci jeví býti reálnými, jako ve všech předešlých letech byl potvrzen předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa. V tomto roce byla průměrná spotřeba asi 3,4 kg/os/rok, dosahovala tak asi 43 % hladiny nasycenosti. Nejvyšší příjmová skupina tak mohla spotřebovat maximálně o 2,6 kg/os /rok více.

Statistická verifikace

Jak je patrné z tabulky č. 35 a 37, parametry a_1 a a_3 jsou jak v modelu s vysvětlovanou proměnnou spotřeba, tak v modelu s vysvětlovanou proměnnou vydání na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hodnoceny jako významné. Parametr a_2 je v obou modelech významný na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace proběhla v pořádku.

Na základě hodnot parametrů, jejich statistické významnosti a koeficientu determinace lze soudit, že spotřebě hovězího masa a výdajům za tuto komoditu v roce 2014 lépe vyhovuje 2. Törnqvistova funkce. Od roku 1995 do současnosti se zvyklosti obyvatel ve spotřebě hovězího masa změnila natolik, že hovězí maso má nyní vlastnosti statku relativně nezbytného.

5. Závěr

Hovězí maso je jednou ze základních surovin využívaných více či méně po celém světě. Absolutní spotřebě hovězího masa dominují Spojené státy americké s hodnotou vyšší jak 11 milionů tun za rok, následované Evropskou unií, jejíž roční spotřeba se v současnosti blíží hranici 8 milionů tun. Rychle rostoucí spotřeba hovězího masa je v Brazílii a Číně, kde se v současnosti pohybuje okolo 7 milionů tun.

Nejvyšší průměrná spotřeba hovězího masa je vykazována v Argentině a Uruguayi, v obou státech se tato hodnota pohybuje zhruba okolo 44 kg na obyvatele za rok. Vzájemně srovnatelnou relativní spotřebu mají Austrálie, Brazílie a USA s přibližně 25 kg na obyvatele za rok.

Průměrná spotřeba hovězího masa v České republice je oproti rozvinutým státům nízká, od roku 1989 stále klesá, v současnosti dosahuje zhruba 7,5 kg na osobu na rok. V návaznosti tak na stanovené cíle byly s využitím ekonometrického modelování analyzovány možné ekonomické faktory ovlivňující spotřebu hovězího masa v České republice.

V modelu s lineární funkční formou byl zjištěn nejintenzivnější vliv na vysvětlovanou proměnnou diference spotřeby hovězího masa ze strany proměnné druhá diference hrubé mzdy – zvýšení druhé diference hrubé mzdy vyvolá ve spotřebě hovězího masa meziroční navýšení o 0,65 kg na osobu na rok. V mocninném modelu se potvrdil předpoklad vysoké závislosti diference spotřeby hovězího masa na druhé diferenci hrubé mzdy. Vysokou hodnotu parametru má ale také proměnná spotřebitelská cena vepřového masa, jejíž směr je opačný než bylo předpokládáno – zvýší-li se cena vepřového masa o 1 %, dojde k meziročnímu poklesu spotřeby hovězího masa o 1,12 %. Dle těchto výsledků lze soudit, že vepřové maso není substitutem k masu hovězímu, ale spíše jeho doplňkem. Naopak očekávání silného vlivu proměnné druhá diference spotřebitelské ceny hovězího masa se nepotvrdilo, navíc je směr odhadnutého parametru v rozporu s ekonomickou teorií, zvýšení druhé diference ceny hovězího masa o 1 % tak dle modelu vyvolá meziroční růst spotřeby o 0,13 %.

Na základě modelů Törnqvistových funkcí byla mezi lety 1995 a 2014 jištěna změna přístupu spotřebitelů k hovězímu masu, zatímco v roce 1995 byl tento statek základní,

během následujících let se jeho charakter změnil a v současnosti je vnímán více jako statek relativně nezbytný.

V roce 2014, který byl modelovaný 2. Törnqvistovou funkcí, byla hladina nasycenosti hovězího masa téměř 8 kg na osobu na rok. Průměrná spotřeba toho roku tak tvoří pouze 43 % hladiny nasycenosti, zároveň nejvyšší příjmové skupině chybělo asi 2,6 kg na osobu na rok k úplnému nasycení. Předpoklad reálného podhodnocení spotřeby hovězího masa byl potvrzen také v letech 1995 i 2005.

Obecně se vysoká závislost spotřeby hovězího masa na ekonomických faktorech nepotvrdila. Alternativní možností nalezení významných vlivů je dotazníkové šetření, kde se lépe zhodnotí působení nekvantifikovatelných faktorů jako například délka přípravy, chuťové preference nebo slabý marketing.

6. Seznam použitých zdrojů

- BARTOŠKOVÁ, Lenka a Alena HANULÍKOVÁ. 2014. Mikrobiální původci alimentárních onemocnění. Státní zemědělská a potravinářská inspekce [online]. Dostupné z: <http://www.szpi.gov.cz/docDetail.aspx?prn=1&baf=0&nid=11325&doctype=ART&docid=1000167&chnum=1&inqResults=11319&hl>
- BEZPEČNÁ KRMIVA. 2008. Antibiotická politika v ČR. Bezpečná krmiva [online]. Dostupné z: <http://www.bezpecna-krmiva.cz/index.php?id=32>
- BORD BIA. 2014. Meat & Livestock: Market Outlook [online]. 2014. Dostupné z: <http://www.bordbia.ie/industry/manufacturers/insight/publications/MarketReviews/MeatLivestockOutlook/Meat-and-Livestock-Outlook-2014.pdf>
- ČSÚ. 1996. Domácnosti celkem podle čistého peněžního příjmu na osobu. Statistika rodinných účtů. ISBN 80-85949-40-7.
- ČSÚ. 2006. Domácnosti celkem podle čistého peněžního příjmu na osobu. Statistika rodinných účtů, rok 2005 [online]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/prijmy-vydani-a-spotreba-domacnosti-statistiky-rodinnych-uctu-idil-socialni-skupiny-prijmova-pasma-2005-7qxlc1pzcq>
- ČSÚ. 2008. Spotřeba potravin a nealkoholických nápojů v letech 1920 až 2006. Retrospektivní údaje o spotřebě potravin - 1920 - 2006 [online]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/retrospektivni-udaje-o-spotrebe-potravin-v-letech-1920-2006-n-7sg9bp0osn>
- ČSÚ. 2015a. Domácnosti celkem podle čistého peněžního příjmu na osobu. Statistika rodinných účtů, rok 2014.
- ČSÚ. 2015b. Průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců v nár. hospodářství ČR [online]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech#03>
- ČSÚ. 2015c. Spotřeba potravin a nealkoholických nápojů na 1 obyvatele. Česká republika od roku 1989 v číslech [online]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech#03>
- ČSÚ. 2015d. Stavby hospodářských zvířat - Česká republika. Zemědělství - časové řady [online]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr
- ČSÚ. 2015e. Vývoj spotřebitelských cen vybraných výrobků v České republice. Česká republika od roku 1989 v číslech [online]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech#03>
- ČSÚ. 2015f. Živočišná výroba - Česká republika [online]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr
- ČT24. 2014a. Česko se nemůže spolehnout na vlastní zásoby potravin. Česká televize [online]. Dostupné z: <http://www.ceskatelevize.cz/ct24/ekonomika/280930-cesko-se-nemuze-spolehnout-na-vlastni-zasoby-potravin/>

- ČT24. 2014b. Německý megatrend - vegetariánstvím za záchranu planety. Česká televize [online]. Dostupné z: <http://www.ceskatelevize.cz/ct24/svet/258961-nemecky-megatrend-vegetarianstvim-za-zachranu-planety/>
- ČT24. 2012. EU ukončila obchodní válku o dovoz hovězího z USA a Kanady. Česká televize [online]. Dostupné z: <http://www.ceskatelevize.cz/ct24/ekonomika/1184959-eu-ukoncila-obchodni-valku-o-dovoz-hoveziho-z-usa-a-kanady>
- ČTK. 2014b. Brazílie větrí šanci, rozdává licence na vývoz potravin do Ruska. E15 [online]. Dostupné z: <http://zpravy.e15.cz/byznys/zemedelstvi/brazilie-vetri-sanci-rozdava-licence-na-vyvoz-potravin-do-ruska-1108183>
- ČTK. 2014a. Rusko rozšiřuje embargo na produkty z EU. Od úterý zakáže hovězí maso. Ihned.cz [online]. Dostupné z: <http://zahranicni.ihned.cz/rusko/c1-62968360-rusko-rozsiruje-embargo-na-produkty-z-eu-od-utery-zakaze-hovezi-maso>
- ČTK. 2010. Češi kupují nejméně hovězího ze všech zemí EU, vliv má i krize. Ihned.cz [online]. Dostupné z: <http://byznys.ihned.cz/c1-44411440-cesi-kupuji-nejmene-hoveziho-ze-vsech-zemi-eu-vliv-ma-i-krize>
- DEBERTIN, David L. 2012b. Applied Microeconomics: Consumption, Production and Markets. ISBN 978-1-4752-4434-2.
- DOUCHA, Tomáš a Zdeněk SOKOL. 1999. Pokus o etapizaci vývoje zemědělství a zemědělské politiky v ČR v letech 1989–1998. Zemědělská ekonomika. roč. 45, č. 12, s. 529–536.
- Nařízení EPAR , ze dne 22. září 2003, o doplňkových látkách používaných ve výživě zvířat. 22. září 2003.
- EUROPEAN COMMISSION. 2015. Market Access database: Statistics. Trade [online]. Dostupné z: http://madb.europa.eu/madb/statistical_form.htm
- FAOSTAT. 2015. Compare data of Production, Livestock [online]. Dostupné z: <http://faostat3.fao.org/compare/E>
- FERIDUN, Karen. 2010. Origins: McDonald's Hamburger. side dish [online]. Dostupné z: <http://www.goindie.com/dish/index.cfm/origins/article/id/19582A04-7B59-4464-9073B7CB1AD90478>
- HAVEL, Petr. 2012. S dělením hovězího masa na přední a zadní nevystačíme. Vitalia [online]. Dostupné z: <http://www.vitalia.cz/clanky/s-delenim-hoveziho-masa-na-predni-a-zadni-nevystacime/>
- HUŠEK, Roman. 2007. Ekonometrická analýza. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1300-3.
- HUŠEK, Roman. 2009. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1623-3.
- INGR, Ivo. 2003. Atipické zrání a kažení masa. Český svaz zpracovatelů masa [online]. Dostupné z: <http://www.cszm.cz/clanek.asp?typ=1&id=895>
- INGR, Ivo. 2003. Zrání masa a jeho praktický význam. Český svaz zpracovatelů masa.
- INGR, Ivo. 2007. Máme jíst maso. Výživa a potraviny. s. 157–159.

JEŽKOVÁ, Alena. 2012. Vše o chovu masného skotu. Náš chov [online]. ISSN 0027-8068. Dostupné z: <http://naschov.cz/vse-o-chovu-masneho-skotu-2>

JUSTICE. 1997. Výkaz zisků a ztrát [online]. Dostupné z: www.justice.cz

KANERVA, Minna. 2013. Meat consumption in Europe: Issues, trends and debates [online]. B.m.: Artec Bremen [vid. 6. září 2015]. Dostupné z: http://www.researchgate.net/profile/Minna_Kanerva/publication/237844793_Meat_consumption_in_Europe_Issues_trends_and_debates/links/00b4951beae9c76e38000000.pdf

KATINA, Jan a František KŠÁNA. Česká technologická platforma pro potraviny, 2012. Hovězí a vepřové maso. Praha: Sdružení českých spotřebitelů pro Českou technologickou platformu pro potraviny. ISBN 978-80-904633-6-3.

KERLES, Marek. 2014. Emisní krávy potřebují dietu. Vědci zjišťují, jak omezit jejich plynatost. Lidové noviny [online]. Dostupné z: http://byznys.lidovky.cz/kravy-potrebuji-dietu-kvuli-klimatu-dvn-firmy-trhy.aspx?c=A140830_175057_firmy-trhy_sk

KOPŘIVA, Vladimír, Zdeněk MATYÁŠ a Jana STEINHAUSEROVÁ. 2002. Zásady správné výrobní a hygienické praxe pro masnou technologii. 2002. B.m.: Český svaz zpracovatelů masa Praha.

KRYSLIČKOVÁ, Šárka. 2015. Data pro diplomovou práci. 2015. Osobní komunikace.

KUBÍČKOVÁ, L. a V. ŠERHANTOVÁ. 2005. Analysis of changes in meat and meat products consumption in the Czech Republic in the past ten years. Agricultural Economics (AGRICECON) [online]. č. 9 [vid. 6. září 2015]. Dostupné z: <http://agriculturejournals.cz/publicFiles/58297.pdf>

MACDONALD, Mia a Iyer SANGAMITHRA. 2012. Veg or Non-veg: India at the crossroads [online]. 2012. B.m.: Brighter Green. Dostupné z: http://www.brightergreen.org/files/india_bg_pp_2011.pdf

MALÝ, M., Z. MALÁ, L. ŠOBROVÁ a P. HÁLOVÁ. 2011. Partial equilibrium model of Czech beef trade [online]. [vid. 6. září 2015]. Dostupné z: http://online.agris.cz/files/2011/agris_on-line_2011_2_maly_mala_sobrova_halova.pdf

MILLER, Mark, 2007. Dark, firm and dry beef. National Cattlemen's Beef Association, Centennial, CO [online]. [vid. 6. září 2015]. Dostupné z: <http://buffalo.uwex.edu/files/2010/06/Dark-Firm-and-Dry-Beef.pdf>

MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. 1997. Zprávy o stavu zemědělství ČR za roky 1997 - 2013 [online]. 2013 1997. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/vyrocnni-a-hodnotici-zpravy/zpravy-o-stavu-zemedelstvi/>

MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. 2014. Podmínky tzv. aktivního zemědělce a naplňování metody LEADER prostřednictvím Místních akčních skupin. eAGRI: Dotace [online]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/program-rozvoje-venkova-na-obdobi-2014/aktuality/podminky-tzv-aktivniho-zemedelce-a.html>

MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. 2015a. BSE (bovinní spongiformní encefalopatie) - neboli nemoc šílených krav. eAGRI: Státní veterinární správa.

MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. 2015b. Národní doplňkové platby. eAGRI: Dotace [online]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/prime-platby/narodni-doplankove-platby/>

- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. 2015c. Praktická příručka: Zásady, kterými se stanovují podmínky pro poskytování dotací pro rok 2015 [online]. 2015. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/narodni-dotace/zasady-zemedelstvi-potravinarstvi/zasady-pro-rok-2015/zasady-pro-poskytovani-dotaci-pro-rok.html>
- NEHASILOVÁ, Dana. 2012. Situace na světovém trhu s hovězím masem. Agronavigátor.
- OECD. 2015a. Consumption of Beef and veal. Agricultural Outlook 1970-2023, by country [online]. Dostupné z: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HIGH_AGLINK_2014#
- OECD. 2015b. Human consumption per capita of Beef and veal. Agricultural Outlook 1970-2023, by country [online]. Dostupné z: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HIGH_AGLINK_2014#
- PACLÍKOVÁ, Adéla. 2000. Argentina: Kde je hovězí? IDnes.cz [online]. Dostupné z: http://cestovani.idnes.cz/argentina-kde-je-hovezi-0v1-/kolem-sveta.aspx?c=A001227_152511_igsvet_HOP
- PALÁT, Milan, Šárka DVOŘÁKOVÁ a Naděžda KUPKOVÁ. 2012. Consumption of beef in the Czech Republic. Agricultural Economics. roč. 58, č. 7, s. 308–314.
- POLOCHOVÁ, Iveta. 2012. USA sužuje nejhorší sucho od 50. let. Málo vody je i v Mississippi [online]. Dostupné z: http://zpravy.idnes.cz/usa-suzuje-nejhorsu-sucho-od-50-let-drt-/zahranicni.aspx?c=A120717_173509_zahranicni_ipl
- PRAYSON, Brigid, James T. MCMAHON a Richard A. PRAYSON. 2008. Fast food hamburgers: what are we really eating? Annals of diagnostic pathology [online]. roč. 12, č. 6 [vid. 17. říjen 2015]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1092913408000622>
- ROUBALOVÁ, M. a J.VODIČKA. 2013. Situační a výhledová zpráva Skot - hovězí maso. ISSN 1211-7692.
- SCHROEDER, Ted C., Thomas L. MARSH a James MINTERT. 2000. Beef demand determinants. Report prepared for the Beef Board Joint Evaluation Advisory Committee [online]. [vid. 6. září 2015]. Dostupné z: <http://www.agecon.ksu.edu/livestock/Extension%20Bulletins/BeefDemandDeterminants.pdf>
- SLIMÁKOVÁ, Margit. 2015. Vegetariánství [online]. Dostupné z: <http://www.margit.cz/encyklopedie/vegetarianstvi/>
- STANĚK, S. 2009a. Jadrná krmiva. Zootechnika [online]. Dostupné z: <http://www.zootechnika.cz/clanky/chov-skotu/krmiva-a-krmeni-skotu/jadrna-krmiva.html>
- STANĚK, S. 2009b. Objemná krmiva. Zootechnika [online]. Dostupné z: <http://www.zootechnika.cz/clanky/chov-skotu/krmiva-a-krmeni-skotu/objemna-krmiva.html>
- STEINHAUSER, Ladislav. 1995. Hygiena a technologie masa. B.m.: Last.
- STOJANOVIČOVÁ, Martina. 2013. Jak ovlivňují jednotlivá náboženství stravovací návyky. Výživa a potraviny: časopis Společnosti pro výživu [online]. ISSN 1211-846X. Dostupné z: <http://www.vyzivaspol.cz/clanky-casopis/jak-ovlivnuji-jednotliva-nabozenstvi-stravovaci-navyky.html>

- SVAZ CHOVATELŮ ČESKÉHO STRAKATÉHO SKOTU. 2008. Chlazení a zrání masa. CESTR [online]. Dostupné z: <http://www.cestr.cz/zranimasa.html>
- SZIF. 2013. Státní zemědělský intervenční fond [online]. 2013. Dostupné z: <http://www.szif.cz/cs/>
- SZIF. 2015. Příručka pro žadatele [online]. 2015. Dostupné z: http://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fdokumenty_ke_stazeni%2Fsaps%2Fjz%2Fjz%2F1429629090451.pdf
- ŠROT, Karel a Pavel KRÍŽ. 2006. Poptávka na trhu výrobků a služeb. Mikroekonomie [online]. Dostupné z: http://cgi.math.muni.cz/kriz/prevod_mikro/mikro7.html
- ŠTIKOVÁ, Olga, Helena SEKAVOVÁ a Ilona MRHÁLKOVÁ. 2006. Vliv změny cen na spotřebu potravin. B.m.: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky.
- TVRDOŇ, JIŘÍ. 2011. Ekonometrie. ISBN 978-80-213-0819-0.
- VIDAL, John. 2012. Food shortages could force world into vegetarianism, warn scientists. The Guardian [online]. Dostupné z: <http://www.theguardian.com/global-development/2012/aug/26/food-shortages-world-vegetarianism>
- WATTERS, Nadine. 2015. 16 Million People in the US are Now Vegan or Vegetarian! The Raw Food World [online]. Dostupné z: <http://news.therawfoodworld.com/16-million-people-us-now-vegan-vegetarian/>
- WORLD ORGANISATION FOR ANIMAL HEALTH. 2015a. Number of cases of bovine spongiform encephalopathy (BSE) reported in the United Kingdom [online]. 2015. Dostupné z: <http://www.oie.int/animal-health-in-the-world/bse-specific-data/number-of-cases-in-the-united-kingdom/>
- WORLD ORGANISATION FOR ANIMAL HEALTH. 2015b. Number of reported cases of BSE in farmed cattle worldwide (excluding the United Kingdom) [online]. 2015. Dostupné z: <http://www.oie.int/animal-health-in-the-world/bse-specific-data/number-of-reported-cases-worldwide-excluding-the-united-kingdom/>
- ZAHRÁDKOVÁ, Radka. 2009. Masný skot: od A do Z. Praha: Český svaz chovatelů masného skotu. ISBN 978-80-254-4229-6.

7. Přílohy

7.1 Příloha č. 1- Lineární funkce

7.1.1 Odhad parametrů

OLS, za použití pozorování 1995-2013 (T = 19)
Závisle proměnná: dy

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,22951	1,55607	2,7181	0,0167	**
ddx3	-0,0391852	0,0178561	-2,1945	0,0456	**
x4	-0,0429732	0,0138663	-3,0991	0,0078	***
ddx6	0,649818	0,276176	2,3529	0,0338	**
ddx12	-0,00306112	0,0008744	-3,5008	0,0035	***
Střední hodnota závisle proměnné		-0,573684	Sm. odchylka závisle proměnné	0,879926	
Součet čtverců reziduí		3,822162	Sm. chyba regrese	0,522505	
Koeficient determinace		0,725751	Adjustovaný koeficient determinace	0,647394	
F(4, 14)		9,262135	P-hodnota(F)	0,000709	
Logaritmus věrohodnosti		-11,72542	Akaikovo kritérium	33,45083	
Schwarzovo kritérium		38,17303	Hannan-Quinnovo kritérium	34,25001	
rho (koeficient autokorelace)		0,157432	Durbin-Watsonova statistika	1,673918	

7.1.2 Test autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1995-2013 (T = 19)

Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,231484	1,63373	0,1417	0,8895
ddx3	-0,00178229	0,01848	-0,09644	0,9246
x4	-0,00208254	0,0145655	-0,143	0,8885
ddx6	-0,0265905	0,285588	-0,09311	0,9272
ddx12	-0,000102516	0,000909041	-0,1128	0,9119
uhat_1	0,186938	0,299343	0,6245	0,5431

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,029126

Testovací statistika: LMF = 0,389993,

s p-hodnotou = $P(F(1,13) > 0,389993) = 0,543$

Alternativní statistika: $TR^2 = 0,553389$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,553389) = 0,457$

Ljung-Box Q' = 0,538094,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,538094) = 0,463$

7.1.3 Test heteroskedasticity

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1995-2013 (T = 19)

Závisle proměnná: škálované uhat²

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	2,40215	6,29285	0,3817	0,7084
ddx3	-0,00283194	0,0722112	-0,03922	0,9693
x4	-0,0123269	0,0560761	-0,2198	0,8292
ddx6	0,228134	1,11687	0,2043	0,8411
ddx12	0,00327605	0,0035613	0,9265	0,3699

Vysvětlený součet čtverců = 4,76101

Testovací statistika: LM = 2,380507,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(4) > 2,380507) = 0,666153$

7.1.4 test normálního rozdělení reziduí

Frekvenční rozdělení pro uhat16, poz. 9-27

počet tříd = 7, střední hodnota = 2,92164e-18, so = 0,522505

	interval	střed	frekv.	rel.	kum.	
	< -1,1189	-1,2936	1	5,26%	5,26%	*
-1,1189	- -0,76948	-0,9442	0	0,00%	5,26%	
-0,76948	- -0,42004	-0,59476	2	10,53%	15,79%	***
-0,42004	- -0,070602	-0,24532	5	26,32%	42,11%	*****
-0,070602	- 0,27884	0,10412	6	31,58%	73,68%	*****
0,27884	- 0,62828	0,45356	4	21,05%	94,74%	*****
	> 0,62828	0,803	1	5,26%	100%	*

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 5,700 s p-hodnotou 0,05785

Frekvenční rozdělení pro uhat16, poz. 9-27

počet tříd = 7, střední hodnota = 2,92164e-18, so = 0,522505

7.2 Příloha č. 2 - Mocninná funkce

7.2.1 Odhad parametrů

OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)
Závisle proměnná: dly

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,49856	0,163964	27,4363	<0,0001	***
dlx1	-0,555909	0,119897	-4,6366	0,0057	***
ddlx2	-0,331359	0,0800299	-4,1404	0,0090	***
ddlx3	0,134	0,0392567	3,4134	0,0190	**
lx4	-1,1264	0,0555359	-20,2824	<0,0001	***
lx5	0,168215	0,0340665	4,9379	0,0043	***
ddlx6	1,80025	0,10609	16,9691	<0,0001	***
lx11	0,0131827	0,00154915	8,5096	0,0004	***
ddlx12	-0,105959	0,00631855	-16,7695	<0,0001	***
ddlx13	-0,0369951	0,00449801	-8,2248	0,0004	***
Střední hodnota závisle proměnné	-0,043024	Sm. odchylka závisle proměnné		0,075108	
Součet čtverců reziduí	0,000204	Sm. chyba regrese		0,006392	
Koeficient determinace	0,997413	Adjustovaný koeficient determinace		0,992757	
F(9, 5)	214,2189	P-hodnota(F)		6,30e-06	
Logaritmus věrohodnosti	62,74607	Akaikovo kritérium		-105,4921	
Schwarzovo kritérium	-98,41163	Hannan-Quinnovo kritérium		-105,5676	
rho (koeficient autokorelace)	-0,172196	Durbin-Watsonova statistika		2,169339	

7.2.2 Test autokorelace

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)

Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,102487	0,230691	-0,4443	0,6798
dlx1	0,969680	0,191744	0,5057	0,6397
ddlx2	-0,0323166	0,0973604	-0,3319	0,7566
ddlx3	0,0227990	0,0535727	0,4256	0,6923
lx4	0,0505274	0,0952029	0,5307	0,6237
lx5	-0,0320163	0,0595965	-0,5372	0,6196
ddlx6	-0,0358932	0,124327	-0,2887	0,7872
lx11	-0,00124817	0,00247223	-0,5049	0,6402
ddlx12	0,00147237	0,00703979	0,2091	0,8446
ddlx13	0,000902931	0,00494902	0,1824	0,8641
uhat_1	-0,618470	0,916190	-0,6750	0,5367

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,102271

Testovací statistika: LMF = 0,455686,

s p-hodnotou = $P(F(1,4) > 0,455686) = 0,537$

Alternativní statistika: $TR^2 = 1,534061$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,53406) = 0,216$

Ljung-Box $Q' = 0,498056$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,498056) = 0,48$

7.2.3 Test heteroskedasticity

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1999-2013 (T = 15)

Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1,73421	32,1970	-0,05386	0,9591
dlx1	16,1985	23,5436	0,6880	0,5221
ddlxd2	-6,31268	15,7152	-0,4017	0,7045
ddlxd3	1,64167	7,70868	0,2130	0,8398
lx4	6,40392	10,9054	0,5872	0,5826
lx5	-6,57066	6,68950	-0,9822	0,3711
ddlxd6	-35,4166	20,8325	-1,700	0,1499
lx11	-0,216144	0,304201	-0,7105	0,5091
ddlxd12	0,584370	1,24075	0,4710	0,6575
ddlxd13	0,139336	0,883257	0,1578	0,8808

Vysvětlený součet čtverců = 8,01539

Testovací statistika: LM = 4,007697,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(9) > 4,007697) = 0,910905$

7.2.4 Test normálního rozdělení reziduí

Frekvenční rozdělení pro $uhat17$, poz. 13-27

počet tříd = 5, střední hodnota = 1,28578e-15, so = 0,00639203

interval		střed	frekv.	rel.	kum.
	< -0,0060231	-0,0075742	1	6,76%	6,67% **
-0,0060231	- -0,002921	-0,0044721	2	13,33%	20,00% ****
-0,002921	- 0,00018108	-0,00137	3	20,00%	40,00% *****
0,00018108	- 0,0032832	0,0017321	6	40,00%	80,00% *****
	> 0,0032832	0,0048342	3	20,00%	100,00% *****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 1,819 s p-hodnotou 0,40268

7.3 Příloha č. 3 – TQ pro rok 1995

7.3.1 1. TQ

7.3.1.1 Odhad parametrů

Proměnná spotřeba

Model 7: OLS, za použití pozorování 1-9
Závisle proměnná: Pspotreba95

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,109867	0,0210793	5,2121	0,0012	***
PPrijem95	10,3621	1,17252	8,8375	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné	0,280367	Sm. odchylka závisle proměnné		0,083097	
Součet čtverců reziduí	0,004544	Sm. chyba regrese		0,025478	
Koeficient determinace	0,917745	Adjustovaný koeficient determinace		0,905994	
F(1, 7)	78,10094	P-hodnota(F)		0,000048	
Logaritmus věrohodnosti	21,38993	Akaikovo kritérium		-38,77986	
Schwarzovo kritérium	-38,38541	Hannan-Quinnovo kritérium		-39,63108	

Proměnná vydání

Model 6: OLS, za použití pozorování 1-9
Závisle proměnná: Pvydani95

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,00110036	0,000194589	5,6548	0,0008	***
PPrijem95	0,106961	0,0108239	9,8820	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné	0,002860	Sm. odchylka závisle proměnné		0,000851	
Součet čtverců reziduí	3,87e-07	Sm. chyba regrese		0,000235	
Koeficient determinace	0,933113	Adjustovaný koeficient determinace		0,923557	
F(1, 7)	97,65342	P-hodnota(F)		0,000023	
Logaritmus věrohodnosti	63,55633	Akaikovo kritérium		-123,1127	
Schwarzovo kritérium	-122,7182	Hannan-Quinnovo kritérium		-123,9639	

7.3.1.2 Test heteroskedasticity

Proměnná spotřeba

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-9

Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,158320	0,624638	0,2535	0,8072
Prijem95	51,1530	34,7449	1,472	0,1844

Vysvětlený součet čtverců = 1,23548

Testovací statistika: LM = 0,617739,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,617739) = 0,431889$

Proměnná vydání

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-9

Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,436878	0,558848	-0,7817	0,4600
Prijem95	87,3261	31,0854	2,809	0,0262 **

Vysvětlený součet čtverců = 3,60065

Testovací statistika: LM = 1,800323,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,800323) = 0,179673$

7.3.1.2 Test normálního rozdělení reziduí

Proměnná spotřeba

Frekvenční rozdělení pro uhat5, poz. 1-9

počet tříd = 5, střední hodnota = -9,25186e-18, so = 0,025478

interval		střed	frekv.	rel.	kum.	
	< -0,020780	-0,028656	1	11,11%	11,11%	***
-0,020780	- -0,0050301	-0,012905	4	44,44%	55,56%	
-0,0050301	- 0,010720	0,0028450	1	11,11%	66,67%	***
0,010720	- 0,026471	0,018595	0	0%	66,67%	
	> 0,0264712	0,034346	3	33,33%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 4,375 s p-hodnotou 0,11219

Proměnná vydání

Frekvenční rozdělení pro uhat6, poz. 1-9

počet tříd = 5, střední hodnota = -1,4456e-19, so = 0,000235195

interval		střed	frekv.	rel.	kum.	
	< -0,0002118	-0,0002902	1	11,11%	11,11%	***
-0,0002118	- -5,506x10 ⁻⁵	-0,0001334	5	55,56%	66,67%	
-5,506x10 ⁻⁵	- 0,0001017	2,332x10 ⁻⁵	0	0,0%	66,67%	
0,0001017	- 0,00025851	0,0001801	1	11,11%	77,78%	***
	> 0,0002585	0,0003368	2	22,22%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 2,283 s p-hodnotou 0,31939

7.3.2.2. TQ

7.3.2.1 Odhad parametrů

Proměnná spotřeba

Model 2: NLS, za použití pozorování 1-9
 $\text{spotreba95} = \alpha * (\text{Pri}j - \text{gamma}) / (\text{Pri}j + \text{beta})$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
alpha	17,4612	20,9268	0,8344	0,43601
beta	313,425	599,316	0,5230	0,61974
gamma	-14,3002	29,7609	-0,4805	0,64789
Střední hodnota závisle proměnné				
Součet čtverců reziduí	3,846667	Sm. odchylka závisle proměnné		1,098647
Koeficient determinace	0,792527	Sm. chyba regrese		0,363439
	0,917926	Adjustovaný koeficient determinace		0,890567
Logaritmus věrohodnosti	-1,836555	Akaikovo kritérium		9,673111
Schwarzovo kritérium	10,26478	Hannan-Quinnovo kritérium		8,396281

Proměnná vydání

Model 1: NLS, za použití pozorování 1-9
 $\text{vydani95} = \alpha * (\text{Pri}j - \text{gamma}) / (\text{Pri}j + \text{beta})$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
alpha	1317,44	866,491	1,5204	0,17922
beta	201,624	252,979	0,7970	0,45582
gamma	-8,07785	20,6114	-0,3919	0,70867
Střední hodnota závisle proměnné				
Součet čtverců reziduí	376,5556	Sm. odchylka závisle proměnné		105,1001
Koeficient determinace	5114,828	Sm. chyba regrese		29,19711
	0,942119	Adjustovaný koeficient determinace		0,922826
Logaritmus věrohodnosti	-41,31248	Akaikovo kritérium		88,62496
Schwarzovo kritérium	89,21664	Hannan-Quinnovo kritérium		87,34813

7.4 Příloha č. 4 – TQ pro rok 2005

7.4.1 1.TQ

7.4.1.1 odhad parametrů

Proměnná spotřeba

Model 1: OLS, za použití pozorování 1-10
Závisle proměnná: spotřeba

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,093524	0,0319252	2,9295	0,0190	**
prijem	31,375	3,051	10,2835	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné	0,403131	Sm. odchylka závisle proměnné		0,119391	
Součet čtverců reziduí	0,009022	Sm. chyba regrese		0,033583	
Koeficient determinace	0,929671	Adjustovaný koeficient determinace		0,920880	
F(1, 8)	105,7508	P-hodnota(F)		6,89e-06	
Logaritmus věrohodnosti	20,86380	Akaikovo kritérium		-37,72760	
Schwarzovo kritérium	-37,12243	Hannan-Quinnovo kritérium		-38,39147	

Proměnná vydání

Model 2: OLS, za použití pozorování 1-10
Závisle proměnná: vydání

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	0,000686312	0,000222208	3,0886	0,0149	**
prijem	0,278856	0,0212358	13,1315	<0,0001	***
Střední hodnota závisle proměnné	0,003438	Sm. odchylka závisle proměnné		0,001047	
Součet čtverců reziduí	4,37e-07	Sm. chyba regrese		0,000234	
Koeficient determinace	0,955663	Adjustovaný koeficient determinace		0,950121	
F(1, 8)	172,4351	P-hodnota(F)		1,08e-06	
Logaritmus věrohodnosti	70,53917	Akaikovo kritérium		-137,0783	
Schwarzovo kritérium	-136,4732	Hannan-Quinnovo kritérium		-137,7422	

7.4.1.2 Test heteroskedasticity

Proměnná spotřeba

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-10

Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,556739	0,936893	0,5942	0,5688
Prijem05	44,9192	89,5362	0,5017	0,6294

Vysvětlený součet čtverců = 0,244461

Testovací statistika: LM = 0,122231,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,122231) = 0,726628$

Proměnná vydání

Breusch-Paganův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-10

Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	0,418343	0,826579	0,5061	0,6264
Prijem05	58,9440	78,9938	0,7462	0,4769

Vysvětlený součet čtverců = 0,420945

Testovací statistika: LM = 0,210472,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,210472) = 0,646398$

7.4.1.3 Test normálního rozdělení reziduí

Proměnná spotřeba

Frekvenční rozdělení pro uhat3, poz. 1-10

počet tříd = 5, střední hodnota = 4,44089e-17, so = 0,0335826

interval		střed	frekv.	rel.	kum.	
	< -0,030796	-0,042158	1	10,00%	10,00%	***
-0,030796	- -0,0080713	-0,019434	4	40,00%	50,00%	*****
-0,0080713	- 0,0146537	0,0032909	2	20,00%	70,00%	*****
0,0146537	- 0,037378	0,026015	1	10,00%	80,00%	***
	> 0,037378	0,048740	2	20,00%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 1,422 s p-hodnotou 0,49125

Proměnná vydání

Frekvenční rozdělení pro uhat4, poz. 1-10

počet tříd = 5, střední hodnota = 7,80626e-19, so = 0,000233744

interval		střed	frekv.	rel.	kum.	
	< -0,000218	-0,0002925	1	10,00%	10,00%	***
-0,000218	- -6,886x10 ⁻⁵	-0,0001434	4	40,00%	50,00%	*****
-6,886x10 ⁻⁵	- 8,024*10 ⁻⁵	5,692x10 ⁻⁶	2	20,00%	70,00%	*****
8,024*10 ⁻⁵	- 0,0002293	0,0001548	0	0,00%	70,00%	***
	> 0,0002293	0,0003039	3	30,00%	100,00%	*****

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 2,395 s p-hodnotou 0,30190

7.4.2 2. TQ

Proměnná spotřeba

Model 3: NLS, za použití pozorování 1-10
 $spotreba05 = \alpha * (Pri_j - \gamma) / (Pri_j + \beta)$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
alpha	4,59813	0,343112	13,4013	<0,00001	***
beta	11,5682	19,0318	0,6078	0,56249	
gamma	36,8152	5,91448	6,2246	0,00043	***
Střední hodnota závisle proměnné	2,650000	Sm. odchylka závisle proměnné		0,660168	
Součet čtverců reziduí	0,110144	Sm. chyba regrese		0,125438	
Koeficient determinace	0,971919	Adjustovaný koeficient determinace		0,963896	
Logaritmus věrohodnosti	8,353389	Akaikovo kritérium		-10,70678	
Schwarzovo kritérium	-9,799022	Hannan-Quinnovo kritérium		-11,70258	

Proměnná vydání

Model 4: NLS, za použití pozorování 1-10

$vydani05 = \alpha * (Pri_j - \gamma) / (Pri_j + \beta)$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
alpha	646,937	58,9718	10,9703	0,00001	***
beta	50,4955	28,6602	1,7619	0,12147	
gamma	30,0017	6,81152	4,4046	0,00314	***
Střední hodnota závisle proměnné	313,3000	Sm. odchylka závisle proměnné		85,66868	
Součet čtverců reziduí	1280,521	Sm. chyba regrese		13,52522	
Koeficient determinace	0,980613	Adjustovaný koeficient determinace		0,975074	
Logaritmus věrohodnosti	-38,45157	Akaikovo kritérium		82,90314	
Schwarzovo kritérium	83,81090	Hannan-Quinnovo kritérium		81,90734	

7.5 Příloha č. 5 – TQ pro rok 2014

7.5.1 2.TQ

7.5.1.1 Odhad parametrů

Proměnná spotřeba

Model 2: NLS, za použití pozorování 1-10
 $spotreba_{2014} = \alpha * (prijem_{2014} - \gamma) / (prijem_{2014} + \beta)$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
alpha	7,95356	0,870427	9,1375	0,00004	***
beta	96,6143	48,3779	1,9971	0,08599	*
gamma	44,3689	9,12401	4,8629	0,00183	***
Střední hodnota závisle proměnné	3,432000	Sm. odchylka závisle proměnné		1,100987	
Součet čtverců reziduí	0,258380	Sm. chyba regrese		0,192124	
Koeficient determinace	0,976316	Adjustovaný koeficient determinace		0,969549	
Logaritmus věrohodnosti	4,090154	Akaikovo kritérium		-2,180308	
Schwarzovo kritérium	-1,272553	Hannan-Quinnovo kritérium		-3,176114	

Proměnná vydání

Model 1: NLS, za použití pozorování 1-10
 $vydani_{2014} = \alpha * (prijem_{2014} - \gamma) / (prijem_{2014} + \beta)$

	<i>Odhad</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
alpha	1317,34	164,882	7,9896	0,00009	***
beta	114,39	57,2584	1,9978	0,08590	*
gamma	45,7012	9,48984	4,8158	0,00193	***
Střední hodnota závisle proměnné	526,4000	Sm. odchylka závisle proměnné		180,7080	
Součet čtverců reziduí	7361,590	Sm. chyba regrese		32,42924	
Koeficient determinace	0,974952	Adjustovaný koeficient determinace		0,967795	
Logaritmus věrohodnosti	-47,19662	Akaikovo kritérium		100,3932	
Schwarzovo kritérium	101,3010	Hannan-Quinnovo kritérium		99,39743	

7.6 Příloha č. 6 – Podkladová data pro modely s více vysvětlujícími proměnnými

	y^1	x_1^2	x_2^3	x_3^4	x_4^5	x_5^6	x_6^7	x_7^8	x_8^9	x_9^{10}	x_{10}^{11}	x_{11}^{12}	x_{12}^{13}	x_{13}^{14}
1987	30,7	46,2	11,6										446	
1988	29,9	49	12,2										2514	
1989	30	49,9	13	17	46	30		525	3481			15	7228	
1990	28	50	13,6	26,48	50	31		515	3506			17	14407	
1991	22,4	47,8	12,8	31,88	74,24	39,46		436	3360			31	25359	
1992	20,4	48,8	12,5	38,29	82,46	47,74		403	2950			36	37280	
1993	19,8	48,1	11,7	42,75	93,37	50,75	5,904	390	2512			50	35090	
1994	18,4	46,7	11,6	61,47	116,69	56,27	7,004	313	2161			104	24438	
1995	18,5	46,2	13	63,31	121,47	48,85	8,307	323	2030			102	14562	
1996	18,2	49,2	13,6	62,94	125,01	59,37	9,825	310	1989			161	8149	
1997	16,1	45,8	15,3	67,75	127,14	65,27	10,802	294	1866	2435	1107	159	4393	6628
1998	14,3	45,7	17,9	70,03	106,22	52,9	11,801	247	1701	1396	4903	250	3235	8590
1999	13,8	44,7	20,5	68,06	111,2	46,49	12,797	237	1657	2249	3252	336	2301	7328
2000	12,3	40,9	22,3	74,75	123,76	61,65	13,594	208	1574	1476	3939	514	1443	7821
2001	10,2	40,9	22,9	70,49	129,19	60,55	14,75	209	1582	12556	41	1009	1202	8776
2002	11,2	40,9	23,9	70,01	100,79	46,23	15,911	202	1520	6344	1684	1032	1144	10959
2003	11,5	41,5	23,8	69,34	107	53,6	16,905	198	1474	2741	1997	777	611	7974

	y^1	x_1^2	x_2^3	x_3^4	x_4^5	x_5^6	x_6^7	x_7^8	x_8^9	x_9^{10}	x_{10}^{11}	x_{11}^{12}	x_{12}^{13}	x_{13}^{14}
2004	10,3	41,1	25,3	74,43	113,31	51,8	18,025	185	1428	2500	9256	533	343	15322
2005	9,9	41,5	26,1	77,71	104,2	51,6	18,283	167	1397	2246	17820	331	225	11622
2006	10,4	40,7	25,9	78,16	105,82	44,3	19,447	171	1374	2000	14535	210	114	9456
2007	10,8	42	24,9	78,89	103,66	61,47	20,927	170	1391	765	12864	110	67	10624
2008	10,1	41,3	25	82,46	108,23	58,99	22,653	183	1402	6072	14973	88	37	9333
2009	9,4	40,9	24,8	86,39	103,63	56,18	23,425	181	1363	5376	18900	58	12	6911
2010	9,4	41,6	24,5	85,66	97,14	58,63	23,903	171	1349	6688	22500	32	11	15787
2011	9,1	42,1	24,5	89,55	104,73	58,49	24,466	170	1344	8690	22900	22	7	21742
2012	8,1	41,3	25,19	104,09	115,19	65,52	25,1	171	1354	8614	19700	16	3	27909
2013	7,5	40,3	24,3	106,09	118,59	69,63	25,054	164	1353	10290	21700	4	3	44725

¹Spotřeba hovězího masa v kg/os/rok, zdroj: ČSÚ, 2015c

²Spotřeba vepřového masa v kg/os/rok, zdroj: ČSÚ, 2015c

³Spotřeba drůbežního masa v kg/os/rok, zdroj: ČSÚ, 2015c

⁴Spotřebitelská cena hovězího masa v Kč/kg (hovězí přední s kostí), zdroj: ČSÚ, 2015e

⁵Spotřebitelská cena vepřového masa v Kč/kg (vepřová pečeně s kostí), zdroj: ČSÚ, 2015e

⁶Spotřebitelská cena drůbežního masa v Kč/kg (kuře celé kuchaň), zdroj: ČSÚ, 2015e

⁷Průměrná hrubá mzda v tisících Kč/měsíc, zdroj: ČSÚ, 2015b

⁸Produkce hovězího masa v tisících tunách živé váhy, zdroj: ČSÚ, 2015f

⁹Stav skotu v tisících kusech, zdroj: ČSÚ, 2015d

¹⁰Export hovězího masa v tisících tunách jatečné hmotnosti, zdroj: MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ, 1997 - 2013

¹¹Import hovězího masa v tisících tunách jatečné hmotnosti, zdroj: MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ, 1997 - 2013

¹²Počet zjištěných případů výskytu BSE ve Velké Británii v kusech, zdroj: WORLD ORGANISATION FOR ANIMAL HEALTH, 2015a

¹³Počet zjištěných případů výskytu BSE v Evropě bez Velké Británie v kusech, zdroj: WORLD ORGANISATION FOR ANIMAL HEALTH, 2015b

¹⁴Průměrné tržby za vlastní výroby vegetariánských restaurací Country Life, Dhaba, Jiná Krajina, Loving Hut a Maitrea v Kč/rok, zdroj: JUSTICE, 1997 - 2013

7.7 Příloha č. 7 – Podkladová data pro Törnqvistovy funkce

7.7.1 Rok 1995

Příjmová skupina	Příjem Tisíc Kč/rok	Vydání Kč/rok	Spotřeba Kg/os/rok
1.	31,21	236	2,42
2.	41,736	250	2,59
3.	50,74	287	2,87
4.	61,061	360	3,63
5.	70,295	394	4,09
6.	79,184	431	4,48
7.	88,819	458	4,61
8.	98,588	415	4,1
9.	129,126	558	5,83

Zdroj: ČSÚ, 1996

7.7.2 Rok 2005

Příjmová skupina	Příjem Tisíc Kč/rok	Vydání Kč/rok	Spotřeba Kg/os/rok
1.	58,899	176	1,49
2.	74,854	237	2,03
3.	84,46	233	2,03
4.	91,65	291	2,54
5.	99,109	296	2,61
6.	107,734	322	2,79
7.	119,138	334	2,82
8.	136,358	383	3,22
9.	162,007	405	3,37
10.	231,526	456	3,6

Zdroj: ČSÚ, 2006

7.7.3 Rok 2014

Příjmová skupina	Příjem Tisíc Kč/rok	Vydání Kč/rok	Spotřeba Kg/os/rok
1.	76,955	224	1,52
2.	107,777	352	2,41
3.	122,519	470	3,09
4.	133,277	441	2,85
5.	143,157	451	2,99
6.	154,324	514	3,57
7.	169,34	604	3,88
8.	191,011	655	4,21
9.	228,714	713	4,44
10.	340,061	840	5,36

Zdroj: ČSÚ, 2015a