

Česká zemědělská univerzita v Praze
Provozně ekonomická fakulta
Katedra ekonomických teorií



Diplomová práce
Analýza determinant působících na trh se zeleninou v
České republice

Bc. Felicia Chiosa

© 2022 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Felicia Chiosa

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Analýza determinant působících na trh se zeleninou v České republice

Název anglicky

Analysis of the determinants operating on the vegetable market in the Czech Republic

Cíle práce

Hlavním cílem je zjištění, které z determinant působících na trhu se zeleninou jsou podstatnými proměnnými a dále s jakou intenzitou působí. Mezi dílčí cíle patří analýza časových řad, posouzení, zda je do budoucna možné provést prognózu a dále odhad střednědobé prognózy.

Metodika

Teoretická část práce bude zaměřena na kompilaci informací z knih a odborných publikací.

Praktická část se bude zabývat analýzou časových řad a sestavením vhodného ekonometrického modelu, který bude následně verifikován. Na základě jeho výsledku bude zpracována prognóza a provedena případná simulace ekonomického scénáře.

Doporučený rozsah práce

70-80

Klíčová slova

zelenina, trh ČR, ekonometrický model, analýza časových řad, determinant, časová řada

Doporučené zdroje informací

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ, 2009. Ekonomické časové řady. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.

GREENE, William H., 1997. Econometric analysis. 3rd ed. New Jersey: Simon & Schuster. ISBN 0023466022.

HUŠEK, Roman, 1992. Základy ekonometrie. 2. přepr.vyd. Praha: VŠE. ISBN 80-707-9566-2.

HUŠEK, Roman, 2009. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1623-3.

Kmenta, Jan, 1997. Elements of econometrics. University of Michigan Press. ISBN 978-0472108862.

KRKOŠKOVÁ, Šárka, Adéla RÁČKOVÁ a Jan ZOUHAR, 2010. Základy ekonometrie v příkladech. 2., přeprac. vyd. Praha: Oeconomica. ISBN 978-80-245-1708-7.

Předběžný termín obhajoby

2021/22 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra ekonomiky

Elektronicky schváleno dne 21. 5. 2021

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 19. 10. 2021

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 19. 02. 2022

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Analýza determinant působících na trh se zeleninou v České republice" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 20.03.2022

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala vedoucí mé diplomové práce Ing. Pavlíně Hálové, Ph. D. za její odborné rady a připomínky při zpracování diplomové práce.

Analýza determinant působících na trh se zeleninou v České republice

Abstrakt

Diplomová práce se zabývá identifikací determinant na trhu se zeleninou v České republice. Hlavním cílem diplomové práce je identifikovat faktory, které působí na trh se zeleninou v České republice za období 1995 až 2020. Dále určit podstatné proměnné, které se k těmto faktorům váží a v neposlední řadě určit, s jakou intenzitou ovlivňují trh se zeleninou v České republice. Do dílčích cílů je zahrnuta analýza časových řad a posouzení vhodnosti provedení odhadu a střednědobé prognózy.

V diplomové práci byly odhadovány parametry proměnných pomocí ekonometrického modelu a následně byla provedena analýza. Dále byly provedeny verifikace modelů (ekonomická, statistická a ekonometrická). V prvním modelu spotřeby zeleniny bylo zjištěno, že na spotřebitelskou cenu (respektive index spotřebitelských cen) nejvíce reaguje spotřeba. Ostatní parametry proměnných byly v souladu s teorií, ale jejich vliv se neprokázal jako statisticky významný. V modelu produkce zeleniny bylo prokázáno, že jako podstatná proměnná se jeví import, index cen zemědělských výrobců a osevňovací plochy. V souladu s ekonomickou teorií import v dlouhodobém pojetí působí nepřímo úměrně, tzn. s růstem importu klesá produkce, protože tuzemský producent není konkurenceschopný dovozům ze zahraničí. Produkci zeleniny dále ovlivňují osevňovací plochy, což je v souladu s ekonomickou teorií. Na růst cen začne producent zeleniny reagovat až za tři roky, a to snížením produkce. Dlouhodobě ale cena působí nepatrně pozitivně.

Klíčová slova: zelenina, ekonometrický model, časová řada, determinant, koeficient pružnosti, analýza časových řad, spotřeba zeleniny, Český statistický úřad, statistika rodinných účtů

Analysis of the determinants operating on the vegetable market in the Czech Republic

Abstract

The thesis deals with the identification of the determinants of the vegetable market in the Czech Republic. The main objective of the thesis is to identify the determinants that affect the vegetable market in the Czech Republic for the period 1995 to 2020. Furthermore, to identify the significant variables that are related to these determinants and last but not least, to determine the intensity with which they affect the vegetable market in the Czech Republic. The sub-objectives include a time series analysis and an assessment of the appropriateness of the estimation and medium-term forecast.

In the thesis, the parameters of the variables were estimated using an econometric model and subsequently analysed. Furthermore, model verifications (economic, statistical and econometric) were performed. In the first model of vegetable consumption, it was found that consumption is the most responsive to consumer price (or consumer price index). The other parameters of the variables were consistent with theory, but their influence did not prove to be statistically significant. In the model of vegetable production, import, producer price index and area sown were found to be significant variables. In line with economic theory, imports in the long run act inversely proportional, i.e. as imports increase, production decreases because domestic producers are not competitive with imports from abroad. Vegetable production is further influenced by the area sown, which is in line with economic theory. It will take three years for vegetable producers to react to price increases by reducing production. In the long term, however, the price has a slightly positive effect.

Keywords: vegetables, econometric model, time series, determinant, elasticity coefficient, time series analysis, vegetable consumption, Czech Statistical Office, family accounts statistics

Obsah

1 Úvod.....	11
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika	12
2.2.1 Podkladová data	12
2.2.2 Ekonometrický model	15
2.2.3 Tornquistovy funkce	22
3 Literární rešerše	24
3.1 Historie pěstování zeleniny	24
3.2 Klasifikace zeleniny	26
3.3 Význam zeleniny pro lidské zdraví	27
3.3.1 Vybrané druhy zeleniny a lidské zdraví	28
3.4 Produkce zeleniny v České republice	30
3.4.1 Integrovaná produkce zeleniny v ČR.....	31
3.4.2 Vývoj osevních ploch konzumní zeleniny	33
3.4.3 Průměrné hektarové výnosy jednotlivých druhů zelenin.....	35
3.5 Produkce zeleniny v sousedních zemích České republiky	37
3.6 Produkce zeleniny v zemích EU	39
3.7 Produkce zeleniny ve světě	39
3.8 Vývoj ve spotřebě zeleniny v České republice	40
3.8.1 Spotřebitelské ceny	42
3.9 Zahraniční obchod se zeleninou.....	44
4 Ekonometrická analýza základních determinant produkce a spotřeby zeleniny v ČR.....	45
4.1 Produkce zeleniny v ČR.....	45
4.2 Spotřeba zeleniny v ČR.....	46
4.3 Zahraniční obchod se zeleninou.....	50
4.4 Dynamika spotřebitelských cen zeleniny	54
4.5 Ekonometrická analýza na trhu se zeleninou v České republice	56
4.5.1 Model spotřeby zeleniny.....	56
4.5.2 Model produkce zeleniny.....	67
5 Závěr.....	74
6 Seznam použitých zdrojů	78
7 Seznam tabulek, grafů, zkratk a příloh.....	83

7.1	Seznam tabulek.....	83
7.2	Seznam grafů.....	84
7.3	Seznam použitých zkratk.....	84
7.4	Seznam příloh.....	85
8	Přílohy	87

1 Úvod

Cílem této práce je analyzovat determinanty, které působí na trh se zeleninou a případně jakou intenzitou.

Česká republika není dostatečně potravinově soběstačná v oblasti pěstování zeleniny. Tento fakt je ovlivněn například podnebím, které v České republice převládá. V České republice je příznivé období pro pěstování jen v letních měsících. Letní měsíce jsou ovšem v posledních letech nadstandardně teplé a spíše suché, což znamená pro zemědělce větší náklady na zavlažování. Dochází zde tedy k nedostatečné nákladové konkurenceschopnosti českých pěstitelů zeleniny. Dále i přes to, že dochází k růstu ve spotřebě zeleniny, její konzumace je stále nedostatečná. Lidé v dnešní době konzumují zeleninu pouze z 20 až 50 % doporučeného množství Světovou zdravotnickou organizací. V České republice konzumuje necelých 8 % obyvatel pět a více porcí zeleniny denně, následně jednu až čtyři porce konzumuje cca 44 % a nula porcí denně cca 48 % obyvatel, což je téměř polovina. V zelenině se nachází mnoho vitamínů, které jsou prospěšné pro lidský organismus, a proto se zelenina stává nezbytnou součástí různých pokrmů. V zelenině se nachází voda (až 90 %), dále v malém množství sacharidy, bílkoviny a tuky, vitamíny (A, B a C), minerální látky (Ca, Mg, P a Fe), kyseliny, fenoly (díky nim je zelenina různě zbarvená) a těkavé a aromatické látky, například v česneku a cibuli.

Původem je zelenina z oblastí okolo středozemního moře. Patří sem Dálný východ, Malá a Střední Asie a Čína. S počátkem novověku byly v Evropě rozšířeny i některé americké druhy. Dříve staří Čechové upřednostňovali pouze několik druhů zeleniny, jako např. hrách, mrkev, zelí a fazole. Nyní již po celém světě existuje cca tisíc dvě stě druhů zeleniny, které se dělí do 80 čeledí. V Evropě je pěstováno asi 150 druhů zeleniny, z toho v České republice cca 50 druhů (pro trh v České republice je uváděno cca 30 druhů zeleniny).

Tato práce se zaměřuje na analýzu determinant právě na trhu se zeleninou v České republice, a zejména na to, co nejvíce ovlivňuje spotřebu a také produkci zeleniny. Toto téma jsem si zvolila z toho důvodu, jelikož v České republice se spotřebovává zelenina velice málo. Česká republika patří mezi prvních deset zemí, které nejméně konzumují správné množství zeleniny (pět a více porcí denně). Důvodem výběru tématu bylo nalezení příčin nízké spotřeby zeleniny.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Hlavním cílem je nalézt, popsat a kvantifikovat vliv determinant působících na trhu se zeleninou.

Mezi dílčí cíle patří analýza časových řad, zejména posouzení vývoje jednotlivých ekonomických veličin, dále zjištění prognostických vlastností a případné odvození střednědobé prognózy.

2.2 Metodika

Teoretická část práce bude zaměřena na kompilaci informací z knih a odborných publikací.

Praktická část se bude zabývat analýzou časových řad a sestavením vhodného ekonometrického modelu, který bude následně verifikován. Na základě jeho výsledku bude zpracována prognóza a provedena případná simulace ekonomického scénáře.

2.2.1 Podkladová data

Podkladová data rozdělujeme do tří skupin, a to časové řady, panelová data a průřezová data.

Časové řady informují o číselných parametrech proměnných v po sobě jdoucích obdobích s různou délkou. Jedná se tedy o pozorování jednoho subjektu v několika obdobích. Pravidelná roční data jsou nejčastěji používanými proměnnými, ovšem data mohou být zaznamenávány i každý čtvrt rok, každý měsíc nebo každý den. Pro označení se využívá časový index t pro jednotlivé vyjádření, pro celkový počet se využívá index T . Jelikož bývají časové řady sezónní, je nutné je očistit od trendů, cyklických vlivů nebo sezónnosti. Toto očištění se zpravidla provádí pomocí extrapolace, interpolace či vyrovnáním (Hušek, 2007) (Krkošková a kolektiv, 2010).

Panelová data jsou data, kde jsou charakteristiky za jednotlivá pozorování zjišťovány za více časových úseků. Panel je soubor jednotek. Tyto jednotky jsou určitou vlastností obdobné (mohou sem patřit osoby, firmy, domácnosti, země apod.), na kterých jsou prováděna různá šetření. Tato šetření se v čase opakují (například každý měsíc, čtvrt

rok apod.). Hlavní podmínka k definici panelu je fakt, že jednotky jsou v čase neměnné (Hušek, 2007) (Cipra, 2013).

Průřezová data se od časových řad liší v tom, že jsou aplikována v jednom období pro několik subjektů (příčemž u časových řad se jedná o jeden subjekt v několika obdobích). Průřezová data jsou prostorové údaje. Pro průřezová data není podstatné, jak jsou uspořádaná (Hušek, 2007).

Trendové funkce

Časová řada je dle Budíkové a kolektivu (2010) věcně a prostorově srovnatelná hodnota pozorování (měření) určité veličiny, která je uspořádána ve směru rostoucího času. Časová řada s počtem pozorování n může být zapsána jako posloupnost y_1, y_2, \dots, y_n v čase t_1, t_2, \dots, t_n neboli y_i v čase t_i , kde $t_i = t_1 + (i - 1) \Delta t_i$, $i = 1, \dots, n$, Hodnota Δt_i znamená délku časového kroku (např. rok, měsíc, kvartál apod.)

Časové řady můžeme dělit dle počtu pozorování, sledovaných ukazatelů a dle způsobu vyjádření údajů.

Podle počtu pozorování:

- a) Krátkodobé – údaje např. v intervalech čtvrtletních, měsíčních nebo týdenních.
- b) Dlouhodobé – údaje roční (Hindls a kolektiv, 2007).

Podle druhu sledovaných ukazatelů:

- a) Primární,
- b) Sekundární (Hindls a kolektiv, 2007).

Podle způsobu vyjádření údajů:

- a) Naturální,
- b) Peněžní (Hindls a kolektiv, 2007).

Dle Cipry (2013) je možné časovou řadu rozdělit na:

T_t trendová složka

S_t sezónní složka

P_t periodická složka

ε_i náhodná složka

Podle Cipry (2013) je trend odrazem dlouhodobé změny v chování časové řady, sezónní složka charakterizuje periodické změny v časové řadě v průběhu roku s tím, že se opakují každým rokem.

Podle Hindlse a kolektivu (2007) cyklická složka znamená pohybování se okolo trendu, náhodnou složku naopak není možné definovat časovou funkcí.

Vyrovňování neperiodických časových řad

Při utváření neperiodických časových řad je nutné stanovit jejich trend. Tento trend se určuje pomocí metody s názvem vyhlazení časových řad, tzn., nahrazení časové řady empirickou hodnotou s vyloučením periodického a náhodného kolísání. Nejčastěji používané metody pro vyhlazení jsou metody analytického vyrovňování a mechanické vyrovňování pomocí klouzavých průměrů (Hindls a kolektiv, 2007).

Indexní analýza je nezbytnou součástí analýz sociálně ekonomických ukazatelů. Dle této analýzy lze provést srovnání odlišnosti ukazatelů mezi věcnou, prostorovou nebo časovou stránkou. Srovnání lze provést například pomocí absolutního rozdílu (přírůstku) ukazatele. Podílem hodnot vyjde index.

Bazický index provádí srovnání hodnot ukazatele oproti stejnému období (bázi):

$$I_{i/o} = q_i/q_0. \quad (1)$$

$$\text{Absolutní přírůstek vyjádřen jako: } \Delta = q_i - q_0 \quad (2)$$

Řetězové indexy neboli koeficienty růstu mají proměnný základ. Srovnávají parametry ukazatele oproti předchozímu období. Popisují tedy tempo růstu nebo poklesu sledovaného ukazatele, vyjadřují se vztahem:

$$I_{i/i-1} = q_i/q_{i-1}. \quad (3)$$

$$\text{Absolutní přírůstek vyjádřen jako: } \Delta = q_i - q_{i-1} \quad (4)$$

Průměrný koeficient růstu je vyjádřením geometrického průměru jednotlivých koeficientů růstu. Říká nám, zda došlo v průměru k růstu nebo k poklesu oproti srovnávanému období. Je vyjádřen je následujícím vztahem (Hindls a kolektiv, 2007):

$$\bar{k} = \sqrt[n]{\frac{q_1}{q_0} \cdot \frac{q_2}{q_1} \cdot \frac{q_3}{q_2} \cdots \frac{q_n}{q_{n-1}}} = \sqrt[n]{\frac{q_n}{q_0}} \quad (5)$$

Průměrné tempo růstu se vyjadřuje jako průměrný koeficient růstu mínus jedna. Vyjadřuje se následujícím vztahem:

$$\delta = \bar{k} - 1 \quad (6)$$

2.2.2 Ekonometrický model

Konstrukce ekonomického modelu

Model je kterékoliv zobrazení opravdového jevu, kterým je reálný systém nebo proces. Opravdový jev je reprezentován modelem, aby ho vysvětlil a předpověděl jeho chování. Modely mohou být rozděleny dle různého typu. Nejdůležitějšími typy jsou modely fyzikální, věcně logické, geometrické a algebraické. Mezi nejjednodušší typ je řazen model logický, který je východiskem pro jakýkoliv obor zkoumání. Tento výsledný model je někdy pojmenován systémem. Například cenový systém, který vysvětluje přirovnání k neviditelné ruce trhu. Ovšem pro tento systém je nezbytně nutné vytvoření právního rámce jeho fungování apod. (Cipra, 2013) (Hančlová, 2012).

Podle Waltera (1976) se ekonometrický model vytváří vícestupňovou abstrakcí od pozorované ekonomické reality, přes její ekonomický model, jeho matematicko-statistickou formulaci prostřednictvím stochastických rovnic až k uplatnění těchto rovnic při analýze a prognóze ekonomického systému, respektive k jeho ověření v praxi.

Dle Krkoškové a kolektivu (2010) je rozdělena konstrukce ekonometrického modelu do následujících kroků:

- 1) Formulace ekonomického modelu
- 2) Formulace matematických rovnic
- 3) Ekonometrická specifikace modelu
- 4) Sběr dat
- 5) Odhad Parametrů
- 6) Testování hypotéz
- 7) Předpovědi či predikce
- 8) Užití či zamítnutí modelu

V první fázi je nutné ekonomický model formulovat. V této fázi dochází k rozdělení ekonomických škol, které odlišně vysvětlují stejný ekonomický jev. Druhou fází konstrukce ekonometrického modelu je formulace matematických rovnic popisujících zkoumanou ekonomickou strukturu a statistický odhad parametrů. V závěrečné fázi jsou využity kvantitativní matematicko-statistické závěry, které jsou porovnány s poznatky ekonomické teorie. V případě odchylných výsledků je nutné provést další zkoumání, zda

jsou nesprávné teoretické předpoklady nebo je model nesprávně odvozen (Krkošková a kolektiv, 2010).

Pokud tedy shrneme výše uvedené fáze, při konstrukci ekonometrického modelu využijeme následujícího postupu: studium příslušných literatur a spojení s teoretickými znalostmi z ekonomie, specifikace ekonomického a následně ekonometrického modelu, sběr časových řad, kvantifikace ekonometrického modelu (odhad parametrů), verifikace ekonometrického modelu (ekonomická, statistická a ekonometrická) a aplikace ekonometrického modelu nebo jeho zamítnutí (Hušek, 2007).

Obsah ekonometrického modelu

Ekonometrický model je tvořen dvěma základními druhy rovnic. Prvním druhem rovnic jsou rovnice stochastické s náhodnou proměnnou a další jsou rovnice definiční. V definičních rovnicích jsou jednotlivé proměnné vázány známými koeficienty (Hušek, 1995).

Typy proměnných v ekonometrickém modelu:

- **Endogenní proměnné:** jsou předmětem zkoumání modelu a jejich hodnoty jsou generovány modelem. Tyto proměnné jsou charakterem vysvětlované proměnné a jsou výsledkem působení vysvětlujících a náhodných proměnných. Značí se písmenem y . Současně mohou být také součástí vysvětlujících proměnných v jiných rovnicích modelu. Model, ve kterém je x endogenních proměnných, musí obsahovat x rovnic. Ke splnění podmínky identifikovatelnosti v každé z nich může být pouze určitý počet vysvětlujících proměnných.
- **Exogenní proměnné:** na rozdíl od endogenních proměnných mají tyto proměnné pokaždé charakter vysvětlujících proměnných. Jsou značeny písmenem x . Pomocí exogenních proměnných se vysvětlují hodnoty endogenních a zároveň jejich změny. Hodnoty exogenních proměnných nejsou dány modelem, ale ekonomickým prostředím.
- **Predeterminované proměnné (exogenní a endogenní zpožděné):** tyto proměnné v modelu ukazují působení exogenních nebo endogenních proměnných z minulého období podle závislosti vysvětlované exogenní nebo endogenní proměnné na úrovni ekonomických veličin v minulých obdobích na exogenní nebo endogenní proměnné v obdobím aktuálním.

- **Náhodná složka:** obsah této složky nelze rozlišit, jelikož působí souhrnně. Obsahuje vliv ostatních proměnných na endogenní proměnnou. Dále zahrnuje chyby, které vzniknou při měření a plynoucí ze zlehčení analytického tvaru. Značíme písmenem u_t a tato složka je totožná s odchylkou skutečné hodnoty endogenní proměnné od její teoretické hodnoty.
- **Parametry:** značíme řeckým písmenem γ (Gama). Tento parametr vyjadřuje směr a intenzitu působení predeterminovaných proměnných na endogenní proměnné (Cipra, 2013) (Tvrdoň, 2001).

Klasifikace a typy ekonometrických modelů

Klasifikaci ekonometrických modelů lze udělat dle různých parametrů:

- a) Dle zkoumaných fází reprodukčního procesu:
 - a. Dílčí modely, které charakterizují pouze určitou část reprodukčního procesu, popřípadě jeho některou stránku.
 - b. Komplexní modely, které komplexně vyjadřují fungování celé ekonomiky.
- b) Dle poznávacích vlastností:
 - a. Modely kauzálních vztahů, kde vysvětlující proměnné ovlivňují endogenní proměnnou.
 - b. Symptomatické modely, které obsahují vysvětlující proměnné. Tyto proměnné nejsou interpretovány jako příčinné faktory.
 - c. Růstové modely, které popisují vývoj endogenních proměnných v čase.
- c) Dle formy závislosti mezi endogenními proměnnými: tato závislost se jeví v odlišném typu matice B, která vznikne převodem strukturálních parametrů u nezpožděných endogenních proměnných na jednu stranu jednotlivých rovnic (Tvrdoň, 2001).

Odhad parametrů LRM

Pro odhad parametrů lineárního regresního modelu je nejčastěji využívána běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ). Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) se využívá pouze pro odhad parametrů u simultánního modelu (Cipra, 2013).

Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (DMNČ) je jednou z nerozšířenějších metod odhadu strukturálních parametrů simultánního modelu. Patří mezi metody

s omezenou informací, tedy odhad parametrů je proveden pro každou rovnici modelu separátně. Tato metoda může být využita pro všechny přesně identifikované a přeidentifikované rovnice simultánního modelu. DMNČ opakuje aplikaci běžnou metodou nejmenších čtverců nejdříve k odhadu teoretických hodnot vysvětlujících endogenních proměnných v dané rovnici a následně k vlastnímu odhadu strukturálních parametrů dané rovnice (Hušek, 1995) (Krkošková a kolektiv, 2010).

Dle Huška (2007) je běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ) nejčastěji využívaná metoda k odhadu parametrů lineárního regresního modelu. Tato metoda je jednoduchá a také udává nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu za splnění určitých předpokladů. Pro výpočet je využíván následující vztah:

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (7)$$

Vzorec pro odhad parametrů lze z kritéria výše získat pomocí matematické analýzy. Pro výpočet strukturálních parametrů, ve kterých je γ vektorem odhadovaných parametrů a matice X obsahuje hodnoty exogenní proměnné, X^T je transponovaná matice a y je vektor, obsahující hodnoty endogenní proměnné (Hušek, 1999).

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (8)$$

Předpoklady lineárního regresního modelu

Odhadnuté parametry ekonometrického modelu mají určité požadované vlastnosti, to znamená, že musí být nejlepší, nestranné a konzistentní. Tyto vlastnosti splní, jestliže jsou splněné následující předpoklady:

- Specifikační předpoklady
 - Neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné;
 - Vypuštění irelevantních vysvětlujících proměnných;
 - Volba správné funkční formy modelu;
 - Stabilní odhadnuté parametry;
 - Respektování simultánnosti vztahů mezi proměnnými;
- Nulový průměr náhodné složky
- Homoskedasticita
- Nepřítomnost autokorelace reziduí
- Nezávisle proměnné jsou nenáhodné a fixní v opakujících se souborech

- Neexistence perfektní multikolinearity
- Normální rozdělení náhodné složky (Hušek, 1995) (Krkošková a kolektiv, 2010).

Předpoklady o náhodné složce

- Rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný (homoskedasticita).
- Kovariance mezi u_i a u_t je rovna nule (není přítomna autokorelace reziduí).
- Průměr náhodné složky je nulový.
- Kovariance mezi y_{it} a u_t je rovna nule (neexistence závislosti).
- Normální rozdělení náhodné složky (Hušek, 2007).

Verifikace ekonometrického modelu

Ve fázi odhadnutého ekonometrického modelu je potřeba tento model verifikovat dříve, než bude aplikován. Verifikace znamená ověření parametrů, zda jsou v souladu s výchozími ekonomickými hypotézami a zda existují žádané statistické charakteristiky. Model může být verifikován v následujících krocích:

Ekonomická verifikace

Při ekonomické verifikaci je posuzován především směr a intenzita působení vysvětlujících (exogenních) proměnných na proměnnou vysvětlovanou (endogenní). Je zde dále ověřována správnost znamének a velikost číselných hodnot odhadnutých parametrů. Jestliže odhadnuté parametry nekorespondují s předpoklady, je potřeba otestovat, zda byl model správně specifikován (Hušek, 2007).

Dle Hančlové (2012) ekonomický model zahrnuje stanovení předmětu zkoumání, klasifikaci ekonomických veličin, vymezení vztahů mezi veličinami a formulaci výchozí základní hypotézy.

Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace je posuzována statistická významnost odhadnutých parametrů jednotlivých rovnic i v rámci modelu jako celku. Dále se hodnotí shoda odhadnutého modelu s daty. Nejpoužívanější testovací kritéria jsou standardní chyby odhadu, t-test, F-test a koeficienty vícenásobné regrese (Cipra, 2013).

Matematická verifikace

Matematická verifikace posuzuje správnost výpočtu parametrů. Správnost je ověřena, jestliže se průměrná hodnota vysvětlované proměnné rovná teoretické hodnotě, která je

získaná dosazením průměrných hodnot vysvětlujících proměnných modelu do příslušné odhadnuté rovnice (Hušek, 2007).

Dle Hančlové (2012) zahrnuje specifikace matematického modelu vymezení klíčových proměnných, transformace ekonomického modelu do analytické formy a stanovení očekávaných vztahů (pozitivních či negativních). Výsledkem může být například lineární model závislé proměnné y_t na nezávislé proměnné x_t :

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t, \quad (9)$$

kde y_t je závisle proměnná; x_t je nezávisle proměnná a β je regresní koeficient.

Ekonometrická verifikace

Při ekonometrické verifikaci jsou ověřovány podmínky potřebné k aplikaci příslušných ekonometrických metod, testů a technik, to znamená předpoklady ekonometrického modelu. Patří sem například stacionarita, normální rozdělení reziduí, heteroskedasticita, autokorelace reziduí (náhodných složek) a multikolinearita. V případě, že model nesplní některé z výše uvedených kritérií, je zde velká pravděpodobnost, že dojde ke zkreslení dat.

A. Stacionarita časových řad

Ověření stacionarity či nestacionarity časových řad je prováděno dle Dickey-Fullerova testu. Pomocí ADF testu je testováno, zda existují jednotkové kořeny. Hypotézy jsou vyjádřeny takto:

H_0 : model je nestacionární,

H_A : model je stacionární (Hušek, 2007).

B. Normalita reziduí

Normální rozdělení složek v modelu je testováno pomocí Jarque-Berova testu, jedná se o test Chí-kvadrát. Hypotézy jsou v případě normality reziduí vyjádřeny následovně:

H_0 : složky v modelu jsou normálně rozdělené,

H_A : složky v modelu nejsou normálně rozdělené (Hušek, 2007).

C. Heteroskedasticita

Pro testování přítomnosti heteroskedasticity v modelu může být využit Whiteův nebo Breusch-Paganův test. P-hodnota těchto testů musí být vyšší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Následně se zamítá alternativní hypotéza ve prospěch nulové, která nám říká, že se v modelu nenachází heteroskedasticita. Pokud se

v modelu vyskytuje heteroskedasticita, model již není nejlepší, nestranný a konzistentní (Hančlová, 2012). Hypotézy jsou vyjádřeny:

H_0 : v modelu není přítomna heteroskedasticita,

H_A : v modelu je přítomna heteroskedasticita (Hušek 2007).

D. Autokorelace reziduí

Přítomnost autokorelace v modelu je testována pomocí Breusch-Godfreyova testu. Pokud vyjde p-hodnota vyšší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, zamítá se alternativní hypotéza ve prospěch nulové a v modelu není přítomna autokorelace 1. řádu. Testovací hypotézy jsou vyjádřeny takto:

H_0 : v modelu není přítomna autokorelace 1. řádu,

H_A : v modelu je přítomna autokorelace 1. řádu (Hančlová, 2012)

(Krkošková a kolektiv, 2010).

E. Multikolinearita

Multikolinearita znamená nežádoucí jev, který se vyskytuje mezi vysvětlujícími proměnnými. Identifikace přítomnosti multikolinearity v modelu se provádí například pomocí korelační matice. V případě párových koeficientů vyšších, než $|0,8|$, mluvíme o vysoké multikolinearitě. V případě párových korelačních koeficientů rovných 1, nachází se v modelu perfektní multikolinearita. Odstranění multikolinearity z modelu lze buď odebráním jedné z korelovaných proměnných, přenosem dat na postupné diference nebo relativní odchylky, náhradou daného vektoru proměnné dummy proměnnou nebo ignorováním. Následně ovšem toto ignorování musí být zohledněno v aplikaci, zejména při interpretaci parametrů, protože tyto parametry nelze interpretovat separovaně, ale pouze společně s parametry korelovaných proměnných (Hušek, 2007) (Krkošková a kolektiv, 2010).

Shoda modelu s daty

Shoda odhadnutého modelu s daty je posuzována prostřednictvím koeficientu determinace, který bývá značen R^2 . Koeficient determinace udává, jaká část variability endogenní proměnné je vysvětlena exogenní proměnnou. Jinými slovy vyjadřuje z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětlovány změnami nezávisle proměnných. Hodnoty se pohybují na škále od 0 do 100 % (Hušek, 2007).

Aplikace ekonometrického modelu

Výsledkem ekonomického a statistického, resp. ekonometrického ověření modelu je rozhodnutí o jeho praktickém využití (případně zamítnutí). Zamítnutím modelu se vše vrací na počátek. Aplikace ekonometrického modelu může být rozdělena do tří skupin:

- Prognostické využití ekonometrického modelu,
- Strukturální analýza,
- Simulace efektů (scénáře).

Pro provedení strukturální analýzy modelu musí být splněné veškeré předpoklady. Jedná se o specifikaci důležitosti exogenních proměnných a určení proměnné s největším vlivem. K tomuto určení je využit koeficient pružnosti. Ten vyjadřuje působení vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou relativně, to znamená v procentech. Následně je možné porovnat toto vyjádření při různých jednotkách. Obecný vzorec pro odvození koeficientu pružnosti (Hindls a kolektiv, 2007):

$$E = \frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (10)$$

2.2.3 Tornquistovy funkce

V případě zkoumání spotřeby v závislosti na příjmu, především nezbytných a poměrně zbytných statků, je žádoucí využití funkcí umožňující vyjádření hladiny nasycenosti. V tomto případě je vhodné využít tzv. Tornquistovy funkce. TQ funkce splňují některé ze tří tzv. Engelových požadavků, jinými slovy požadavků na Engelovy funkce, které jsou následující:

- Minimální příjem – existuje počáteční úroveň příjmu, od kterého začíná spotřeba (platí pro 2. a 3. TQ funkci)
- Nasycenost – od určité úrovně příjmu se již spotřeba nezvyšuje (platí pro 1. a 2. TQ funkci)
- Nezáporná spotřeba – nelze koupit záporné množství statků (platí pro 1., 2. i 3. TQ funkci) (Tvrdoň, 2001).

První Tornquistova funkce

Tato funkce se využívá při modelování nezbytně nutných s základních statků (např. chleba, voda, zelenina). V případě nezbytně nutného statku spotřeba roste (klesá) pomaleji

než příjem, v tomto případě tedy splňuje druhý požadavek na Engelovy funkce viz výše a její pružnost je menší než jedna. Tato funkce poskytuje nalezení míry nasycení poptávky, která je udána parametrem γ_1 (Tvrdoň, 2001). První TQ funkce se vypočítá následujícím vztahem:

$$y_i = \gamma_1 \frac{x_k}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (11)$$

Druhá Tornquistova funkce

Tato funkce je využívána pro modelování relativně nezbytných statků (např. máslo, oblečení, doprava). V případě druhé Tornquistovy funkce spotřeba roste (klesá) pomaleji než příjem. Funkce splňuje první i druhý požadavek na Engelovy funkce. Počáteční úroveň příjmu, která umožňuje poptávku po i -tém výrobku, představuje hodnotu X_k min a hladinu nasycenosti parametr γ_1 . Pružnost je blízká jedné a s růstem příjmu nejprve roste, následně klesá (Tvrdoň, 2001). Druhá TQ funkce může být vypočítána takto:

$$y_i = \gamma_1 \frac{x_k - \gamma_3}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (12)$$

Třetí Tornquistova funkce

Třetí Tornquistova funkce slouží k modelování luxusních statků (např. šperky, dovolená). V tomto případě spotřeba roste (klesá) rychleji než příjem. Tato funkce vyhovuje pouze druhému požadavku na Engelovy funkce, pružnost je větší než jedna a funkce má rostoucí průběh (Tvrdoň, 2001). Vzorec pro třetí TQ funkci je následující:

$$y_i = \gamma_1 x_k \frac{x_k - \gamma_3}{x_k + \gamma_2} + u_i \quad (13)$$

3 Literární rešerše

3.1 Historie pěstování zeleniny

Pojem zelenina zcela jistě každý zná. Definice zeleniny dle Zelinářské unie Čech a Moravy (ZUČM, 2020) je: „Listnaté nebo dužnaté části některých rostlin – kořeny, bulvy, hlízy, cibule, listy, zdužnatělá květenství, plody, semena, řapíky – používané ve výživě obyvatelstva syrové nebo různě upravené, a to pro přímý konzum nebo jako surovinu pro průmyslové zpracování (konzervování, sušení, mrazení). Je to početná skupina pěstovaných, velmi zřídka planě rostoucích, druhů rostlin. Převážně jsou to byliny jednoleté, nebo dvouleté, zřídka vytrvalé, náležející do různých botanických čeledí.“

Dodnes existují ve spoustě druhů zeleniny nesrovnalosti mezi botaniky, kuchaři nebo organizacemi. Mezi nezařazené plodiny patří meloun, rajče, nebo brambory. V České republice je rajče řazeno do kategorie zeleniny, ale Evropský parlament a soudy ve Spojených státech amerických rajče řadí mezi ovoce. Jedná se totiž o plod vytrvalého keře a všechny tyto plody Američané řadí do kategorie ovoce. Co se týče například melounu, většina z nás ho řadí mezi kategorii ovoce, jelikož je sladký. V obchodech je tento druh mnohdy zařazen také do kategorie ovoce. Tuto tykvovitou rostlinu zemědělci řadí do kategorie zeleniny. Brambory jsou často řazeny do kategorie zeleniny, ovšem například Ministerstvo zemědělství a Český statistický úřad začleňuje brambory do okopanin (Hotzký, 2018) (Prima living, 2020) (Český statistický úřad, 2020).

Dle Marečka (2000) je zelenina „soubor velkého počtu kultivovaných i planě rostoucích druhů rostlin, které slouží jako potrava lidí nebo jako koření či přísady do jídel. Podle druhů se využívají jejich jedlé plody, listy, výhony, řapíky, cibule, kořeny, hlízy, poupata, semena. Jsou to jednoleté i víceleté rostliny, které se využívají v různých obdobích jejich vzrůstu, např. nezralé lusky, naklíčená semena a zralá semena“.

Mezi nejstarší archeologické nálezy zeleniny ve Střední Evropě řadíme semena mrkve, hrachu a pastináku. Tyto nálezy jsou již z mladší doby kamenné (6. – 4. tisíce let př. n. l.). Dále v pozdní době kamenné, tedy 5. – 4. tisíce let před n. l. jsou to nálezy česnekovitých rostlin (cibulovin) v neolitických nádobách. Tyto odrůdy byly nalezeny u Kyjova na Moravě.

U vyspělých národů, jako jsou například Římané, dříve vznikaly speciální zahrady, které byly ošetřovány. Díky křesťanství, které se k nám šířilo a také pomocí římských legií,

se zelenina dostala i do našich krajů. Řeholníci Benediktýni, kteří žili v 10. století n. l., mají zásluhu na tom, že se více rozmohlo pěstování zeleniny. V neposlední řadě byl velkým šířitelem, který propagoval pěstování zeleniny, císař Karel I. Veliký, který žil v letech 742–814 (Lužný, 2005).

K nejstarším druhům zeleniny v České republice patří křen, vodnice, tuřín a zelí. Hlavní pěstitelé těchto druhů byli Slované. Další druhy zelenin se k nám postupně dostávaly. Okurka pochází z teplých a zároveň vlhkých krajů Indie a Číny. Začala se pěstovat v okolí Znojma v 17. století. Dále například lilek pochází z jižní Evropy (konkrétně z Balkánu). Mrkev pochází z jižní Asie (oblast Afghánistánu, Íránu a Pákistánu) nebo pastinák setý, který pochází z Eurasie (Národní pedagogický institut ČR, 2009).

K většímu rozvoji v oblasti pěstování zeleniny dochází v 18. století, kdy se začaly rozrůstat plochy pěstované zeleniny, a to především díky výborným podmínkám pro pěstitele v mnohých pěstitelských oblastech v České republice a dále díky rostoucí oblibě u lidí žijících ve městě. V České republice se nejvíce začala zelenina pěstovat v Polabské nížině, na Moravě (především v okolí řek) a v Plzeňské pánvi. Zelenina z Čech a Moravy se prodávala i do zahraničí.

Mezi hlavní zelinářské oblasti v České republice patří například Chomutov, Litoměřice, Mělník, Lysá nad Labem, Hradec Králové, Olomouc, Opava, Ostrava, Uherské Hradiště, Brno – Pohořelice, České Budějovice, Kolín, a další.

Roku 1921 byl vydán zákon, který definoval pravidla zavádění různých osiv na trh. Tento zákon měl omezit závislost na dovozu osiv z ciziny a jeho hlavním cílem bylo to, aby se uznala originalita odrůdy, dále aby se uznala osiva kulturních rostlin. Cílem bylo, aby spotřebitel znal a věděl, jakou odrůdu kupuje. Tento zákon dále zaručoval autorská práva šlechtitelům. Odrůdy, které byly nevyhovující pro tento zákon, na trh nesměly. Všechny odrůdy, které byly na trhu zneužívány a vydávány za jiný druh, díky tomuto zákonu zmizely (ZUČM - Zelinářská unie Čech a Moravy, 2020).

V roce 1941 vznikla historicky první listina, která vytyčovala povolené odrůdy (dále jen LPO). Tuto listinu vydala protektorátní vyhláška a do seznamu odrůd, které byly na LPO patří například ředkvičky „Průhonické“, celer „Pražský obrovský“, petržel kořenová „Bzenecká“, apod.

Od této doby je LPO vydáváno každým rokem, jelikož starší odrůdy nahrazují odrůdy nové. Odrůdy musí splňovat všechny nároky, které jsou na ně kladené. Žádná

zelenina, která byla na LPO již od roku 1941 se aktuálně neobjevuje na LPO (Petříková, 2012).

3.2 Klasifikace zeleniny

Zelenina může být dělena dle botanického nebo užitkového třídění. Botanické třídění zeleniny rozděluje jednotlivé druhy zeleniny do dvaceti čeledí. Užitkové dělení, které je mimo jiné více využívané v praxi, je rozdělené dle toho, které části ze zeleniny konzumujeme. Zelenina dle užitkovosti se dělí následujícím způsobem:

- Kořenová zelenina – užitkovostí je zdužnatělý kořen nebo bulva. Do kořenové zeleniny patří mrkev, celer, petržel, křen, červená řepa, ředkvička, černý kořen.
- Košťálová zelenina – užitkovostí je hlávka, listová růžice nebo listy. Patří sem zelí, čínské zelí, růžičková kapusta, hlávková kapusta, kadeřávek, brokolice, květák, kedlubna, vodnice, pastinák.
- Listová zelenina – za užitkovou část u tohoto druhu považujeme listy, řapíky, uzavřené hlávky nebo puky. Lze sem zařadit hlávkový salát, polníček, štěrbák zahradní, kopřiva dvoudomá, čínské zelí, čekanka.
- Plodová zelenina se dělí na tykvovitou (okurky, tykev, meloun vodní), lilkovou (rajčata, lilek, paprika) a luskovou (fazolky, zelený hrách).
- Cibulová zelenina – užitkovou částí je cibule (cibule kuchyňská, česnek, pór, pažitka).
- Lahůdková – artyčok, fenykl, bambus, chřest, rebarbora, kukuřice (Pekárková, 2014) (PAPU, 2019).

Skladování a konzervování zeleniny

Zelenina se skladuje různě, s odlišnými podmínkami a s ohledem na jednotlivé druhy. Zelenina může být skladována v krátkodobém i dlouhodobém časovém horizontu. Krátkodobě je skladován například salát, květák, rajčata nebo okurky. Naopak k dlouhodobějšímu skladování je vhodná spíše kořenová a cibulová zelenina, výjimkou jsou i některé druhy košťálové zeleniny.

Pro delší výdrž některých druhů zeleniny se využívá konzervování. Docílí se tím delší doba použitelnosti zeleniny, ale snižuje se tím její biologická hodnota. Mezi druhy konzervací se řadí sušení, nakládání do soli, mléčné kysání, zahušťování a vaření, sterilace či mražení.

Mražení

Na tento způsob lze konzervovat zelenina krájená i zelenina celá. Zmrazuje se při teplotě -45 °C a uchovávána je při teplotě -18 °C.

Sterilace

Pro tento druh konzervování nejčastěji využíváme kukuřici, hrášek nebo mrkev. Sterilace se provádí při teplotě 100 °C.

Sušení

U tohoto způsobu je zachována biologická hodnota zeleniny. Využíváme bezmála všechny druhy zeleniny.

Nakládání do soli

Pro tento způsob je využívána především kořenová zelenina, česnek nebo natě.

Mléčné kysání

Tento způsob je využíván zejména pro okurky a zelí.

Zahušťování a vaření

Lze sem zařadit propasírované nebo drcené výrobky (kečupy, protlaky) (PAPU, 2019).

3.3 Význam zeleniny pro lidské zdraví

Zelenina přináší celou řadu prospěšných látek pro lidské tělo a funkci celého organismu, jako jsou vitamíny, minerály, sacharidy, rostlinné bílkoviny a vláknina. Dle Oberbeila (2014) je zelenina přírodním lékem a zralá zelenina má v sobě velké množství látek, které jsou velice blízké léčivům.

Dle Hotzkého (2018) by se převážná část zeleniny (cca dvě třetiny) měla jíst vařená nebo dušená. Dle autora je zdravá pouze ta zelenina, která není chemicky upravována. Oproti tomu Kopec (2010) je toho názoru, že nezáleží, v jaké úpravě je nejlepší zeleninu konzumovat, jelikož je zdravá v každém stádiu (ať už to je tepelně upravená nebo syrová).

Zelenina, která obsahuje vitamín A (například rajčata) by měla být upravována v tuku, jelikož v tuku je vitamín A dobře rozpustný. Zeleninu, která v sobě obsahuje vitamín B (například brokolice) není vhodné příliš dlouho namáčet do vody. Správně by tento druh zeleniny měl být skladován ve tmě a v mírně nakyslém prostředí. Zelenina s obsahem vitamínu C (například květák) by měla být konzumována nejlépe za syrova, protože vařením se množství vitamínu snižuje. Takováto zelenina by měla být skladována

v chladu v tmavém prostředí a měla by být vařena co nejkratší dobu v co nejmenším množství vody (Jarolímková, 2004).

Dle vědeckého pracoviště The Economist z britského týdeníku jsou potraviny z České republiky jedny z nejkvalitnějších, nejbezpečnějších a nejdostupnějších potravin na světě. Česká republika se v žebříčku Global Food Security Index za rok 2020, celosvětově umístila na pátém místě z celkem 113 hodnocených zemí. První se umístilo Finsko, druhé Irsko, třetí Nizozemsko, čtvrté Rakousko a pátá byla Česká republika. Za Českou republikou se umístilo například Švédsko, Nový Zéland, Německo, Francie, Kanada a ostatní významné státy. Co se týče zemí východní Evropy, Česká republika se umístila na prvním místě (Agrární komora České republiky, 2021).

Zelenina i ovoce má na tělo velice dobré účinky díky vysokému obsahu vlákniny. Důkazem je zkoumání, které bylo prováděno na pacientech s rakovinovým onemocněním v USA. Z výzkumu vyplynulo, že ve větším procentu a s delším věkem přežili ti, co konzumovali ovoce a zeleninu (Zhang, 2021).

Dle další studie v USA se ukázalo, že zelená listová zelenina měla největší preventivní účinek proti kardiovaskulárním onemocněním. Zelenina má nízkou energetickou hodnotu, tudíž brání vzniku obezity a nadváhy. Dále má vysoký obsah antioxidantů, které zabraňují poškození cév. Zelenina také obsahuje kyselinu listovou, která napomáhá ke snižování hladiny homocysteinu v krvi. Některé druhy zeleniny mají vysoký obsah draslíku a nízké množství sodíku, což napomáhá k prevenci hypertenze (Yu a kolektiv, 2014).

3.3.1 Vybrané druhy zeleniny a lidské zdraví

Většina druhů zeleniny má velmi příznivý vliv na lidské zdraví, každý druh ovšem v něčem jiném. Níže jsou vyjmenované některé druhy zeleniny, které kladně prospívají lidskému organismu.

- Česnek je v mnoha případech využíván místo antibiotik. Česnek slouží jako přírodní antibiotikum. Lze ho využít například při kašli nebo jen jako prevence proti nachlazení a různým infekcím.
- Okurka – konzumací okurky je možné snížit nebezpečí infarktu, mozkové příhody nebo cévních onemocnění. Okurka obsahuje velké množství vody a je tedy proto

tělu velmi prospěšná. Dále umí okurka zmírnit bolesti hlavy a otoky, je tedy využívána jako obklad na oči.

- Paprika červená obsahuje třikrát větší množství vitamínu C než pomeranč. Chili paprička obsahuje látku kapsaicin, který mimo jiné obsahují také krémy. Tato látka slouží k blokaci bolestivých signálů do mozku.
- Rajče – dle vědců lze usoudit, že častá spotřeba rajčat dokáže zmírnit rizika, která vedou k zástavě srdce, mozkové mrtvici, lámavosti kostí nebo k několika druhům rakoviny. V rajčatech je vysoké množství látky s názvem lykopen, u které bylo zjištěno, že má proti rakovinové účinky. Dochází totiž ke snižování LDL cholesterolu. Nejvíce této látky je obsaženo v rajčatech vařených.
- Špenát obsahuje vitamín A a K. Špenát také díky obsažené látce flavonoid dokáže zmírnit rozvoj rakoviny a zánětů.
- Cibule stejně jako špenát obsahuje flavonoid a allicin, které slouží ke zmírnění příznaků a rozvoji rakoviny, pomáhají k uvolňování cév a tím snižují nebezpečí mozkové mrtvice a brzdí zánětlivé procesy. Obsahuje vitamíny A, B, C, a E. Cibule je využívána při léčení nachlazení ve formě obkladů nebo sirupů proti kašli. U cibule je doporučováno ji jíst spíše v syrovém stavu, protože po delší době vylučuje toxické látky (Celostní medicína, 2010).
- Červená řepa má velmi příznivý vliv na mozek, jelikož obsahuje dusičnany, které se následně v těle mění na dusitany. Dusitany dále přispívají k větší pružnosti cév v těle, to vede ke stálému krevnímu tlaku a tím je podporováno proudění krve v těle i v mozku.
- Ředkvičky obsahují enzym napomáhající štěpení škrobů. Dále obsahují glukosinoláty, což je látka bohatá na síru. Dříve byly ředkvičky přidávány do mastiček na bolest kloubů a dále z nich byla připravována šťáva na podrážděný žaludek.
- Brokolice je blahodárná na svaly i nervy. Zlepšuje práci srdce a snižuje riziko vzniku rakoviny. Brokolice obsahuje mnoho antioxidantního betakarotenu a vitamíny C a E. Dále je v brokolici obsažena vysoká hladina kyseliny listové a železa (Celostní medicína, 2010) (Ministerstvo zemědělství, 2017).

3.4 Produkce zeleniny v České republice

V dávném starověku u vyspělých národů, jako jsou Římané, vznikaly speciální zelinářské zahrady, ve kterých byla pěstována mrkev, zelí, okurky, česnek a další. Zelenina se do našich krajů dostala prostřednictvím klášterů některých řádů, neboli přes šířící se křesťanství. Do České republiky spadá cca padesát druhů zeleniny, z toho třicet druhů je určeno ke konzumaci (ZUČM - Zelinářská unie Čech a Moravy, 2020).

V České republice se nejvíce pěstuje cibule, hlávkové zelí, mrkev, saláty a rajčata, viz příloha č. 1.

Poslední čtyři roky byly, co se týče pěstování zeleniny v České republice, velice kolísavé. Nejpříznivějším rokem byl rok 2017, oproti tomu rok 2018 byl hodnocen jako velice neproduktivní rok.

Rok 2016 lze hodnotit jako průměrný. V tomto roce byly rozšířeny pěstební plochy o 9 % oproti roku 2015. Celková sklizeň dosahovala 294,6 tis. tun. K poměrně prudkému zvýšení pěstebních ploch došlo především u hrachu dřeňového, zelí, rajčat a okurek. Produkce zeleniny se zvýšila skoro u všech druhů zeleniny, výjimkou byl pór, kedlubny, květák a hlávkový salát.

Rok 2017 je hodnocen z pohledu pěstitelů velmi příznivě. Výhodu měli v tomto roce ti pěstitelé, kteří měli možnost zavlažovat zeleninu, jelikož v letních měsících, jako je červenec a srpen, v České republice převládalo období sucha. Celková sklizeň zeleniny v roce 2017 byla 311,3 tis. tun.

Rok 2018 byl celkově pro pěstování zeleniny velmi neproduktivní. V tomto roce byly na území České republiky v letních měsících extrémně vysoké teploty, a proto nestačilo pro pěstování zeleniny ani zavlažování. V mnohých oblastech byly závlahové vody vyčerpány nebo jich byl nedostatek. Zelenina v tomto roce v mnohých případech nedorostla požadované velikosti, a proto byla následně neprodejná a docházelo ke ztrátám. Vzhledem k takovýmto špatným podmínkám došlo v roce 2018 k meziročnímu poklesu produkce zeleniny o 18 %. Detekován byl pokles u salátových okurek, hlávkového zelí, salátů, mrkve, cibule a celeru.

Průměrný zelinářský rok byl rok 2019. U některých druhů zeleniny byl v tomto roce rozdíl v cenovém vývoji před sezónou a následně i po sezóně. Dále v tomto roce bylo nepříznivé počasí v nejdůležitějších měsících, které jsou klíčové pro správný a kvalitní růst zeleniny, a to na jaře a v létě. Jelikož květen 2019 přinesl nečekaně dlouhé období chladu s následným

obdobím sucha a extrémně vysokými teplotami, výrazně se snížily výnosy ze zeleniny, a to především hrachu a ze zeleniny, která je vysazována časně. V roce 2019 bylo sklizeno 283,5 tisíc tun zeleniny. Velký nárůst byl zaznamenán u kedlubny, mrkve, okurek, cibule, celeru, hlávkového zelí a salátů. Naopak u kapusty, ředkviček a květáku došlo k poklesu produkce. V roce 2020 se již produkce zeleniny opět zvedla na cca 310 tisíc tun za rok (Ministerstvo zemědělství 2015, 2018, 2021).

Pěstební plochy jsou v posledních letech mnohem stabilnější. V posledních pěti letech se zvyšuje i rozsah krytých ploch (skleníků), kde se pěstuje tzv. rychlená zelenina (například rajčata). V roce 2015 byla zelenina pěstována na 50 ha a v roce 2018 již na 70 ha krytých ploch. V současné době výměra krytých ploch činí cca 90 ha. Hlavním důvodem zvětšování skleníkových ploch je budování nových skleníků díky dotačním podporám od Programu rozvoje venkova. Ve sklenících se začala pěstovat především rajčata, a to novým tzv. hydroponickým způsobem. Vybudování takovýchto prostor může vést k vyšší potravinové soběstačnosti v pěstování nejen rajčat v České republice. Dále se u nás ve skleníkových prostorech pěstují okurky, kedlubny, saláty a papriky (Ministerstvo zemědělství, 2020). Do roku 2005 byla pouze klasická produkce zeleniny a od roku 2005 vznikla integrovaná produkce zeleniny.

3.4.1 Integrovaná produkce zeleniny v ČR

Integrovaná produkce vznikla v roce 2005 a je to propojený systém zemědělské produkce, který se snaží o to, aby byly spojeny přednosti ekologického zemědělství s běžným zemědělstvím (jinými slovy je to zlatá střední cesta mezi klasickým způsobem hospodaření a BIO produkcí). Integrovaná produkce se snaží o využívání metod, které jsou ekologicky přijatelné pro přírodu i půdu. Dále jde o snahu využívat biologické metody, které nevyužívají chemii a co nejméně pesticidů (SENEB, 2020) (ZUČM - Zelinářská unie Čech a Moravy, 2020).

Součástí Zelinářské unie Čech a Moravy (ZUČM) je Svaz pro integrovaný systém pěstování zeleniny (Svaz pro IPZ). Svaz pro IPZ byl založen v roce 2005, jednalo se o dobrovolný spolek pěstitelů. V roce 2005 se začala pěstovat zelenina podle daných pravidel pro IPZ na 3 437 ha. V roce 2007 byla zelenina pěstována na 4 572 ha. Po dvouletém přechodném období, což bylo podmínkou ke splnění, dostali první pěstitelé možnost označovat svou kvalitní produkci ochrannou známkou IPZ. Známkou IPZ je

k tomu, aby byli odlišováni ti pěstitelé, kteří produkují kvalitní zeleninu od pěstitelů, kteří nepostupují dle standardů integrovaného systému. Integrovaná produkce využívá ekologicky vhodné metody pro pěstování zeleniny, které nemají za následek nežádoucí vedlejší vlivy chemikálií na zeleninu. Tato produkce se snaží zároveň ekonomicky a s co největší šetrností k přírodě udržovat ochranu životního prostředí a lidského zdraví. V zemědělství se využívají metody, kterými se snaží pěstitelé zabránit škůdcům ničit porosty a vnikat do půdy. Mezi oblasti, kde se nejvíce pěstuje zelenina dle pravidel v IPZ patří jižní Morava, Litoměřicko, Nymbursko, Opavsko a Královéhradecko (Ministerstvo zemědělství, 2019, 2020).

Počet pěstitelů, kteří žádají SZIF o úhradu vícenákladů týkajících se dodržování pravidel je odlišný od počtu zájemců, kteří žádají Zelinářskou unii Čech a Moravy o udělení ochranné známky IPZ. Důvodem je, že ne všichni pěstitelé, kteří hospodaří dle pravidel integrované produkce, mají zájem o udělení ochranné známky IPZ viz tabulka č. 1 níže.

Tabulka 1: Počet pěstitelů v IPZ v letech

Rok	Pěstitelé ČR v systému IPZ evidovaní na SZIF		Žadatelé o ochrannou známku IPZ evidovaní u ZUČM			
			Držitelé ochranné známky IPZ		Čekatelé	
	Počet pěstitelů	Plocha v ha	Počet pěstitelů	Plocha v ha	Počet pěstitelů	Plocha v ha
2005	X	X	X	X	37	3 437
2006	X	X	X	X	57	4 846
2007	63	4 572	34	4 158	35	1 119
2008	71	4 487	30	3 332	24	951
2009	80	4 920	50	3 934	9	380
2010	87	5 360	50	3 819	14	718
2011	93	6 092	54	4 826	13	397
2012	81	5 980	55	5 111	5	365
2013	79	5 951	59	5 448	6	255
2014	75	5 707	58	5 010	6	387
2015	84	6 165	56	5 077	8	486
2016	93	7 314	59	5 860	10	523
2017	96	7 116	65	6 235	5	177
2018	99	7 011	69	6 278	2	101
2019	94	6 917	68	6 512	4	83
2020	76	6 615	63	6 454	4	101

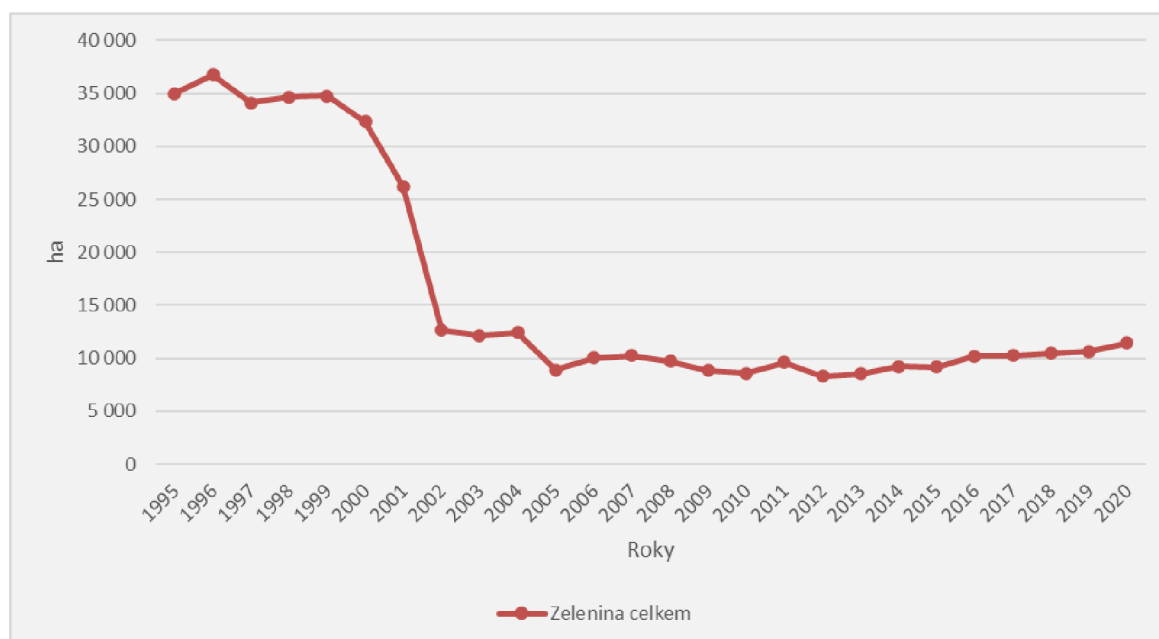
Zdroj: vlastní zpracování dle (Situační a výhledové zprávy 2007, 2012, 2017, 2020)

Dle tabulky č. 1 je zřejmé, že od založení v roce 2005 činil nejvyšší počet pěstitelů v IPZ v roce 2018, a to 99 členů. Následně kvůli nepříznivému počasí spousta z nich ukončilo svou činnost. V roce 2020 se počet snížil na pouhých 76 členů. Tito pěstitelé dosahovali 58% podílu z celkové pěstební plochy tržní zeleniny v ČR (Ministerstvo zemědělství, 2021).

3.4.2 Vývoj osevních ploch konzumní zeleniny

Níže je zobrazen graf znázorňující vývoj osevních ploch zeleniny v České republice od roku 1995 do roku 2020.

Graf 1: Vývoj osevních ploch od roku 1995 do 2020



Zdroj: vlastní zpracování dle (Český statistický úřad, 2005, 2015, 2021)

Z grafu č. 1 je patrné, že od roku 1995 do roku 2001 měl vývoj osevních ploch klesající charakter. Obrovský skok byl zaznamenán v roce 2002, kdy osevňovací plochy prudce klesly. Příčinou byly vysoké dovozy zeleniny za poměrně nízké ceny, dále obtížné uplatnění domácí zeleniny na českém trhu i za velmi nízké ceny. Od roku 2005 se osevňovací plochy mírně snižovaly. Důvodem byla mírná zima a díky tomu vysoké množství rozmnožených škůdců, které mrazy nezabily (např. třásněnky, housenky, bělásci, apod, ...). V roce 2005 byl omezen rozsah pěstování zeleniny. Osevňovací plochy se snížily téměř o 24 % oproti roku 2004 roku (na 12 416 ha). Největší pokles byl zaznamenán u mrkve a cibule.

V roce 2012 se osevňovací plochy také výrazně snížily. Důvodem byly nízké teploty v zimním období bez sněhové pokrývky. Tento jev měl nepříznivý vliv na ozimé druhy zeleniny, např. na cibuli, česnek a špenát. U těchto druhů zeleniny bylo detekováno poškození v rozsahu 30 % až 90 %. Proměnlivé počasí v roce 2012 bylo také příčinou vyššího výskytu houbových chorob.

Od roku 2015 osevňovací plochy zeleniny mírně rostly až na současných téměř 11,5 tisíc ha. Jelikož byla vysoká poptávka po zelenině, začali pěstitelé provozovat samosběry. V dnešní době má největší podíl na osevňovací ploše cibule, hrách dřeňový a hlávkové zelí (bílé i červené). Cibule se jako jediná za posledních deset let vždy pohybuje nad hranicí tisíc ha.

V roce 2020 činily osevní plochy hrachu 1 474 ha a cibule 1 853 ha. Osevní plochy hlávkového zelí v roce 2020 činily 1 090 ha (Český statistický úřad, 2021).

3.4.3 Průměrné hektarové výnosy jednotlivých druhů zelenin

Níže je tabulka zobrazující průměrný hektarový výnos jednotlivých druhů zelenin od roku 1995 do roku 2020.

Tabulka 2: Průměrný hektarový výnos v ha/t

Zelenina	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Brokolice	-	-	-	-	-	8,00	8,40	11,96	11,54	9,00	9,00	-	-
Celer	17,26	17,76	16,81	16,95	17,42	16,30	15,94	14,15	20,19	22,50	20,96	20,08	20,76
Cibule	15,62	16,69	15,69	15,47	16,47	14,00	17,53	18,65	12,26	21,37	24,45	15,28	14,09
Česnek	6,29	5,28	5,23	4,96	4,97	5,11	5,31	5,24	2,50	5,79	5,22	6,17	5,70
Fazolové lusky	4,00	3,50	3,50	4,39	5,00	4,25	5,20	-	8,00	5,00	5,00	-	-
Hrách dřeňový	4,15	4,07	4,09	4,37	4,22	3,36	4,36	3,83	3,27	5,38	5,06	4,64	3,53
Kapusta	17,29	16,05	18,52	17,32	16,52	15,80	16,72	15,43	16,43	19,38	21,29	17,51	19,78
Kedlubny	15,48	16,05	18,73	14,28	15,37	14,36	14,36	12,39	16,66	16,53	16,08	16,63	16,33
Květák	16,54	16,44	16,08	16,48	16,01	14,00	13,98	13,15	14,19	15,34	17,00	-	14,55
Mrkev	20,71	23,13	20,83	20,69	21,84	18,59	20,71	28,73	27,49	28,44	33,25	27,41	32,01
Okurky nakládačky	8,76	10,77	11,72	10,34	12,27	9,44	11,17	20,88	18,85	13,13	17,23	15,92	15,35
Okurky salátové	12,61	15,29	14,79	14,05	15,02	13,25	12,95	19,67	28,71	22,03	30,33	29,19	21,31
Paprika zeleninová	14,00	14,00	11,00	10,71	15,00	16,40	27,00	24,90	25,00	20,50	19,19	-	-
Petržel	11,76	11,68	11,39	10,94	11,10	9,89	10,19	9,46	7,11	7,65	13,17	12,91	11,35
Pór	-	-	-	15,68	18,00	15,00	26,00	23,35	21,25	22,00	16,50	-	-
Rajčata	17,63	12,09	11,82	15,11	17,65	15,45	16,17	31,42	27,78	26,55	30,37	24,45	20,52
Salát hlávkový	11,00	10,00	8,00	7,63	12,00	9,00	-	-	-	14,78	14,00	-	-
Špenát	8,30	8,00	9,00	11,50	9,00	6,36	12,00	-	-	9,00	7,00	-	-
Zelí hlávkové	32,16	37,39	35,05	35,08	35,10	35,66	36,18	37,52	37,28	36,85	47,13	-	-
Zelí pekingské	-	-	-	23,27	20,00	7,50	18,00	16,85	14,45	25,19	15,00	37,06	39,09

Zelenina	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Celer	21,73	25,05	22,84	19,64	21,79	27,93	26,33	23,45	29,55	29,93	23,97	31,61	35,14
Cibule	19,33	21,05	18,20	23,21	20,08	20,29	20,97	16,29	25,20	22,64	20,67	23,41	26,84
Česnek	5,78	5,57	5,06	5,28	3,54	4,87	4,37	3,86	4,13	4,36	4,64	4,50	3,83
Hrách dřevňový	3,90	3,88	3,27	3,76	2,88	3,16	4,81	4,22	3,86	3,61	2,32	2,83	3,43
Kapusta	18,52	18,66	17,51	17,81	17,78	15,50	19,48	17,55	16,76	21,02	19,53	15,43	16,59
Kedlubny	15,43	15,62	15,01	15,68	17,34	18,04	15,26	17,69	13,86	17,20	15,26	20,27	20,54
Květák a brokolice	16,26	15,77	14,56	14,60	17,39	14,35	13,74	12,03	10,57	14,82	21,68	14,67	14,00
Mrkev	31,62	30,97	26,36	30,85	31,14	32,92	34,04	29,51	30,14	35,69	33,15	32,66	37,12
Okurky nakládačky	14,84	11,62	14,58	15,11	13,68	18,70	22,22	22,63	23,24	31,13	16,43	19,71	16,98
Okurky salátové	29,94	22,61	21,48	25,20	25,03	24,85	33,54	33,64	31,72	29,89	22,64	28,30	19,38
Petržel	14,74	13,02	11,42	13,44	12,43	13,00	14,12	13,86	16,68	15,22	16,52	19,87	19,75
Pór	-	-	-	13,92	13,89	14,03	17,57	18,17	16,72	18,77	13,74	15,90	23,61
Rajčata	23,21	23,72	17,87	25,23	24,34	20,73	25,15	23,18	30,52	22,19	25,83	32,34	23,59
Ředkvičky	-	-	-	10,77	5,60	3,44	8,26	11,58	17,19	21,05	14,20	17,56	13,60
Salát hlávkový	-	-	-	8,26	9,45	10,01	11,53	32,16	14,16	35,64	17,78	24,01	24,19
Zelí hlávkové	40,19	40,78	33,18	39,24	40,25	37,86	47,31	35,87	40,31	43,83	35,50	35,58	38,90

Zdroj: vlastní zpracování dle (Situační a výhledové zprávy, 2002, 2008, 2010, 2012, 2016, 2020)

Dle tabulky č. 2 je zřejmé, že v letech od 1995 do 2000 měl průměrný hektarový výnos jednotlivých druhů zeleniny klesající charakter. Výjimkou jsou například okurky nakládačky, okurky salátové a hlávkové zelí, kde průměrný výnos v letech mírně stoupal.

V letech od 2001 do 2005 hektarový výnos stoupal u více druhů zeleniny. V roce 2005 bylo zaoráno celkem 127 ha zeleniny, jelikož v dubnu přišly pozdní mrazy a způsobily škody především na raných druzích zeleniny a také zpozdily sklizeň. I přes to byl rok 2005 rokem nadprůměrným co se týče hektarového výnosu. Nejvyššího výnosu dosahovalo hlávkové zelí, mrkev, rajčata a okurky salátové (Ministerstvo zemědělství, 2005).

Výnosy od roku 2006 opět začaly klesat (podobně jako v letech od roku 1995 do roku 2000). Hektarový výnos neklesl pouze u komodity celer. Vysoký hektarový výnos má opět hlávkové zelí. U hlávkového zelí ovšem výnos rapidně klesl (v roce 2005 činil 47 ha/t a v roce 2010 pouze 33 ha/t).

V letech od 2011 do 2015 výnos také u většiny komodit spíše klesal. V těchto letech se dařilo především komoditě saláty. Hektarový výnos salátů činil v roce 2011 pouhých 8 ha/t a v roce 2015 již 32 ha/t. Dále byl pozorován větší nárůst u komodity okurky salátové, kdy v roce 2010 činil hektarový výnos 21 ha/t a v roce 2015 to bylo 34 ha/t, tedy cca o 37 % více.

Od roku 2016 do roku 2019 průměrný hektarový výnos u většiny komodit nepravidelně kolísal. Co se týče celeru, cibule, česneku, kedlubny, květáku a brokolice, mrkve, petržele, rajčat a ředkviček, výnos u těchto komodit stoupl. U ostatních komodit hektarový výnos klesal. I přes to hlávkové zelí dosahuje stále v roce 2019 nejvyššího výnosu (36 ha/t), hned za ním je mrkev (33 ha/t), dále rajčata (výnos 32 t/ha) a následně celer (32 ha/t).

3.5 Produkce zeleniny v sousedních zemích České republiky

Polsko

Polsko je 6. největším producentem ovoce a zeleniny v rámci Evropské unie. Od vstupu do Evropské unie v květnu roku 2004 vývoz stoupl téměř pětkrát. V roce 2017 vývoz agrárních produktů z Polska přesáhl téměř 25 mld. eur. Co se týče produkce zeleniny, v roce 2017 byla v Polsku cca 5,9 mil. tun. V roce 2018 produkce zeleniny klesla a činila cca 3,5 mil. tun. Ke snížení produkce došlo především u kořenové a cibulové zeleniny. V roce 2019 vzrostla produkce zeleniny o 8 % a činila 3,8 mil. tun (Ministerstvo zemědělství, 2018, 2019, 2020).

Jelikož mělo Polsko v roce 2019 téměř 40 mil. obyvatel a Česká republika 10,5 mil. obyvatel, nemůže být ČR s Polskem srovnávána co se týče produkce. Rozdíl je patrný v příloze č. 2.

Rakousko

Rozloha Rakouska činí téměř 83,9 km². Z této rozlohy činí cca 32 % zemědělská plochá a 44 % lesy. Rakousko má aktuálně cca 8,9 mil obyvatel (z toho cca 44 % obyvatel žije na venkově), ale i přes to má v průměru o polovinu vyšší produkci než Česká republika s 10,5 miliony obyvatel. V porovnání se zeměmi Evropské unie má Rakousko největší podíl na plochách ekologického zemědělství (20 %) – z toho nejvíce v suchých oblastech (Asociace soukromého zemědělství ČR, 2016).

V roce 2019 činila produkce zeleniny v Rakousku cca 575 tis. tun, což je o cca 6 % více oproti roku 2018. Produkce v Rakousku se zvýšila především u komodit jako je mrkev a cibule o 6 % na 140 tis. tun a u hlávkového zelí o 17 % na 35 tis. tun. Došlo ke zvýšení pěstebních ploch oproti roku 2018 o 2 % na 17,7 tis. ha. Rakousko mělo v roce 2019 vyšší produkci cca o polovinu než Česká republika. Produkce zeleniny v Rakousku v letech kolísá a nijak významně neklesá ani neroste. Nejvyšší produkci mělo Rakousko v roce

2014, a to téměř 690 tis. tun (Ministerstvo zemědělství, 2018, 2019, 2020). Srovnání produkce České republiky s Rakouskem zobrazuje příloha č. 3.

Slovensko

Z průzkumu Slovenské zemědělské a potravinářské komory vyplývá, že pouze čtyři z deseti potravin na slovenských pultech pochází přímo ze Slovenska. Do Slovenska je ve velkém množství dováženo především ovoce, maso a zelenina. Tyto produkty jsou schopni vyprodukovat i zemědělci a potravináři na Slovensku. Nejnižší podíl má na slovenských pultech zpracovaná zelenina, maso, ovoce, oleje a těstoviny. Největší zastoupení mají naopak vejce, minerální vody, mléko a med. Slovensko má stále se zhoršující saldo zahraničního obchodu (v přepočtu cca - 35,8 miliardy korun českých) (Asociace soukromého zemědělství ČR, 2019).

V porovnání s Českou republikou má Slovensko stále vyšší produkci zeleniny viz příloha č. 4. Nejvyšší produkci mělo Slovensko v roce 1999, kdy produkce činila 685,4 tis. tun. Produkce na Slovensku od roku 1999 do roku 2004 klesala. Od roku 2004 má již konstantní charakter. Slovensko mělo poslední nejvyšší produkci právě v roce 2004, a to 380,6 tis. tun a od té doby se produkce stále snižuje. Nejnižší produkce od roku 1993 dosahovalo Slovensko v roce 2010, a to 284,4 tis. tun, tzn. meziroční pokles o 8,9 %. Poklesla produkce všech druhů zeleniny až na cibulovou (Ministerstvo zemědělství, 2011).

Rok 2018 byl také pro Slovenskou republiku rokem suchým. Kvůli stálým vysokým teplotám činila pěstební plocha zeleniny 21 tis. ha, ze kterých bylo sklizeno 323 tis. tun zeleniny. V roce 2019 se pěstební plocha zeleniny snížila o 6 %. Dovoz čerstvé zeleniny v roce 2019 byl 285,9 tis. tun, což znamenalo zvýšení oproti roku 2018 o 7 %. Na dovozu se nejvíce podílela mrkev, květák, melouny, hlávkové zelí. Do Slovenské republiky byly tyto komodity dováženy především z Polska, Německa, Nizozemska, Itálie, Maďarska a České republiky. V roce 2019 činil vývoz čerstvé zeleniny o 27 % více než v roce 2018.

Německo

Produkce zeleniny v Německu v posledních letech rozvíjí. Polní zelenina na nekrytých plochách se v roce 1995 pěstovala na cca 85 tis. ha, v roce 2005 již na 110,4 tis. ha. Největší nárůst ploch byl zaznamenán u ledového salátu a chřestu, naopak plochy červeného, bílého a čínského zelí, kvěťáku a kapusty se snižují. Jedním z důvodů

rozšiřování produkce zeleniny je odbourávání tržní podpory rostlinných produktů na základě reformy společné zemědělské politiky (zejména u komodity obiloviny). V Německu se stále více začíná pěstovat zelenina v krytých plochách. V Německu se ve velkém množství pěstuje chřest. Dále Německo pěstuje ve velkém množství mrkev (Německo je druhým největším producentem mrkve v EU), následně hlávkové zelí a květák. V krytých plochách se pěstují rajčata, salát a okurky (Husáková, 2015).

3.6 Produkce zeleniny v zemích EU

Produkce zeleniny v zemích EU každoročně roste, výjimkou byl rok 2018, který byl celkově velice nepříznivý pro pěstování zeleniny (tropická sucha a následné záplavy v některých zemích). V roce 2013 produkce dosahovala 60,3 mil. tun. V roce 2014 celková produkce vzrostla o 3,3 %. V roce 2018 se produkce zeleniny rapidně snížila o téměř 11 % oproti roku 2017. Rok 2019 byl pro produkci zeleniny celkově mnohem příznivější, a proto se zvýšila i produkce evropské zeleniny na téměř 60 mil. tun.

Mezi nejvíce pěstované druhy zeleniny patří rajčata, cibule, hlávkové zelí a mrkev. Mezi významné producenty patří především Španělsko, Polsko a Itálie. Tyto země vytvořily v roce 2017 51 % z celkové produkce zeleniny v zemích Evropské unie. Aktuálně produkce zeleniny v Evropské unii dosahuje cca přes 65 mil. tun (Ministerstvo zemědělství, 2015, 2018, 2020).

3.7 Produkce zeleniny ve světě

Mezi druhy zeleniny, které jsou nejčteněji produkované ve světě, řadíme především rajčata, cibuli, okurky, lilek, mrkev, hlávkové zelí, papriky, saláty, česnek a dýně. Rajčata patří mezi nejvíce pěstovaný druh zeleniny na světě. V roce 2019 produkce rajčat dosahovala téměř 38 mil tun. V roce 2020 došlo k meziročnímu nárůstu o cca 5 %. Mezi největší producenty rajčat patří Kalifornie a USA. V Kalifornii se sklízí cca 12 mil. tun rajčat ročně. Dalším velkým producentem je Čína, která zdvojnásobila vývoz rajčatového protlaku do Itálie na 68 tisíc tun. Dále Itálie, Španělsko a Portugalsko (Ministerstvo zemědělství, 2020).

Mezi důležité a hlavní producenty celkově patří Čína a Indie. Mezi další producenty se řadí Turecko, USA, Vietnam, Rusko, Egypt a Irán. Světová produkce čerstvé zeleniny v současné době dosahuje přes 1 mld. tun. Rok 2020 byl považován za celkově

neproduktivní. Kvůli pandemické situaci COVID-19, která nastala po celém světě a veškerému zmrazení ekonomické činnosti všech důležitých oblastí pro světové hospodářství, byl nedostatek pracovníků ve všech odvětvích. Tato situace postihla všechny země nejen v Evropě, ale země po celém světě, jelikož došlo k úplnému zmrazení veškerého chodu námořní dopravy a mezinárodního obchodu (Ministerstvo zemědělství, 2020) (ZUČM - Zelinářská unie Čech a Moravy, 2020).

3.8 Vývoj ve spotřebě zeleniny v České republice

Spotřebu jednotlivých druhů potravin ovlivňuje změna stravovacích návyků dnešní populace. Tyto stravovací návyky jsou nejvíce ovlivněny růstem cen. Čeští obyvatelé konzumují zeleninu stále v malém množství. Například za rok 2019 český spotřebitel zkonsumoval 87 kg zeleniny, za jeden den to je tedy cca 240 g zeleniny. V roce 2020 se toto příliš nezměnilo, průměrná konzumace českého spotřebitele bylo cca 255 g zeleniny denně (tedy cca 93 kg na osobu za rok). Ideální množství zkonsumované zeleniny dle Světové zdravotnické organizace by mělo být alespoň 400 g na obyvatele denně. Dále spotřebu zeleniny může ovlivňovat skutečnost, že v českých domácnostech se z důvodu úspory času vaří z polotovarů (mražené směsi, apod.), následně se tedy snižuje spotřeba zeleniny, která je komplikovaná na přípravu (červená řepa, kapusta nebo hlávkové zelí). Naopak se zvyšuje spotřeba zeleniny, která se nemusí dlouho připravovat a lze ji ihned konzumovat (ředkvičky, okurky, papriky, rajčata, apod.) (Ministerstvo zemědělství, 2012) (Kopec, 2010).

V roce 2018 a 2019 se snížila se spotřeba kapusty, mrkve, květáku, špenátu a paprik. Naopak se zvýšila spotřeba rajčat, celeru, cibule a salátových okurek. Největší spotřeba zeleniny na obyvatele byla v roce v roce 2020 (93 kg) (Ministerstvo zemědělství, 2020).

Spotřeba zeleniny v České republice je uváděna včetně samopěstitelské. Přibližně 240 tisíc domácností v České republice se samozásobuje zeleninou. V letech 2020 a 2021 dosahuje, dle odhadu ZUČM, podíl samozásobení zeleninou 15 %. Podíl na tom má situace ohledně pandemie COVID-19, která zvýšila zájem domácností o pěstování čerstvé zeleniny jako zdroje vitamínů a jako alternativu nákupu v obavách z dalšího vývoje koronaviru i karanténních opatření.

Dle výzkumu, který byl proveden společností Emerald Group, která zkoumala, jak vzroste zájem o ovoce a zeleninu, pokud se zvýší cena jídla v rychlém občerstvení o 10 %

a bude větší hustota lidí na těchto prodejnách, výsledky ukazují, že ceny jídla rychlého občerstvení mají vliv na hodnotu tělesného tuku člověka a výši BMI. 10% zvýšení ceny fast foodu mělo za výsledek zvýšení spotřeby ovoce a zeleniny o 3 % a pokles hodnoty BMI o 0,4 %. Tímto modelem byla následně vypočtena pravděpodobnost snížení nadváhy o 5,9 % (Powell, 2006).

Tabulka 3: Vývoj roční spotřeby zeleniny v hodnotě čerstvé na obyvatele v ČR v kg

Druh zeleniny	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Celer	2,0	2,1	2,1	2,3	2,3	2,1	1,7	1,3	1,5	1,6	1,5	1,6	2,3
Cibule	11,2	11,4	10,6	11,6	11,0	10,6	11,2	9,9	8,8	11,5	9,3	10,0	10,5
Česnek	1,1	1,0	1,1	1,1	1,2	1,2	1,1	0,8	0,9	1,0	0,8	0,8	0,8
Fazolové lusky	0,2	0,1	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Hrachové lusky	0,8	0,9	0,8	0,8	0,9	0,7	0,9	0,7	0,5	0,7	0,6	0,7	0,6
Kapusta	2,2	2,1	2,0	1,9	1,8	1,6	1,2	0,8	0,7	0,8	0,7	0,5	0,5
Kedlubny	2,3	2,3	2,4	2,5	2,6	2,5	2,2	1,8	1,9	1,9	2,0	2,5	2,5
Květák	4,9	4,3	4,3	4,4	4,1	3,9	3,4	3,2	3,2	3,6	2,5	2,5	2,9
Melouny	3,4	3,1	3,4	3,9	5,3	4,9	5,7	7,3	7,7	5,8	8,8	7,3	6,8
Mrkev	8,1	9,0	8,6	8,7	8,8	7,4	6,9	6,6	6,1	6,5	6,2	6,0	6,6
Okurky nakládačky	4,3	4,3	4,2	3,7	3,8	2,9	3,1	3,3	2,7	1,8	2,2	2,8	2,6
Okurky salátové	4,3	6,4	6,5	6,0	6,6	6,1	5,5	5,7	5,5	4,6	6,4	7,4	6,8
Paprika	3,8	3,2	3,2	3,8	4,0	4,0	4,3	5,1	4,8	4,6	5,1	5,4	4,8
Petržel	1,7	1,8	1,6	1,7	1,8	1,6	1,6	1,1	1,0	0,9	0,9	0,8	0,9
Rajčata	8,2	6,8	6,8	7,4	8,9	8,9	9,4	9,7	12,6	9,3	10,3	12,0	12,5
Saláty	1,4	1,0	1,0	0,8	1,0	1,1	0,9	1,0	1,2	1,3	1,4	1,7	1,8
Špenát	0,6	0,7	0,7	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,9	0,9	0,7	0,5	0,5
Zelí	12,3	12,8	14,0	14,4	14,1	14,5	12,7	10,5	11,0	14,0	8,3	8,8	8,6
Ostatní zelenina	4,0	4,8	6,3	5,1	4,9	6,7	7,9	7,5	7,0	7,0	8,1	8,1	8,7
Houby	1,2	1,4	1,2	1,3	1,4	1,4	1,6	1,5	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9

Druh zeleniny	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Celer	1,4	1,5	1,5	1,5	1,3	2,0	2,1	2,0	2,1	2,2	2,1	2,5	2,8
Cibule	11,9	10,4	9,9	11,2	9,3	11,0	10,9	10,1	10,3	10,2	11,0	11,1	11,9
Česnek	0,7	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,7	0,6	0,6	0,8	0,9	0,8	0,8
Fazolové lusky	0,3	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,3
Hrachové lusky	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,8	0,9	0,6	0,7	0,8	0,6	0,6	0,8
Kapusta	0,5	0,4	0,4	0,5	0,3	0,2	0,4	0,4	0,5	0,4	0,4	0,4	0,4
Kedlubny	2,5	2,4	2,2	2,2	2,4	2,4	2,2	2,2	2,1	2,3	2,1	2,1	2,5
Květák	3,0	2,6	2,5	3,0	2,6	2,6	2,7	2,6	2,3	2,6	2,8	2,3	2,3
Melouny	7,0	7,4	7,8	7,2	7,1	7,6	7,2	8,0	8,2	8,2	8,1	8,0	8,3
Mrkev	6,2	6,6	6,5	6,7	6,1	7,0	6,9	6,7	6,9	7,1	7,1	7,0	8,0
Okurky nakládačky	2,4	2,2	3,0	2,3	2,0	2,0	2,8	2,5	3,0	3,3	2,5	2,6	2,7
Okurky salátové	7,3	7,4	7,1	7,6	6,7	5,9	6,4	6,5	6,4	6,4	6,0	6,3	6,5
Paprika	4,9	6,1	5,5	5,5	5,2	5,0	5,4	5,6	5,8	5,6	5,7	5,1	5,5
Petržel	0,7	0,6	0,6	0,7	0,7	0,8	0,8	0,8	1,0	0,9	1,0	1,1	1,2
Rajčata	12,2	11,0	10,4	12,1	10,7	11,4	11,3	11,2	11,8	11,2	11,8	12,0	12,0
Saláty	2,3	2,6	2,1	1,7	1,4	1,6	1,8	2,3	2,0	2,4	2,5	2,4	2,4
Špenát	0,8	0,7	0,7	0,9	1,0	1,0	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2	1,0	1,2
Zelí	8,8	7,5	7,2	8,9	8,1	8,0	8,4	7,4	7,9	8,0	6,8	6,9	7,5
Ostatní zelenina	7,5	8,4	8,6	8,9	8,8	10,4	11,7	11,1	11,2	11,3	11,3	11,7	12,9
Houby	1,8	1,8	2,2	2,6	2,4	2,3	2,5	2,6	2,8	3,0	3,0	3,1	3,5

Zdroj: vlastní zpracování dle (Situční a výhledové zprávy 2005, 2010, 2015, 2020)

Dle tabulky č. 3 je zřejmé, že nejvíce spotřebovanou zeleninou jsou rajčata (v roce 2019 bylo spotřebováno 12 kg rajčat na obyvatele), dále to je zelí a cibule, která je nezbytnou součástí většiny pokrmů. Další velmi oblíbenou a spotřebovanou zeleninou v České republice jsou papriky, mrkev a melouny (především v letních měsících).

3.8.1 Spotřebitelské ceny

Spotřebitelské ceny v roce 2019 se držely poměrně vysoko s porovnáním oproti roku 2018. Výjimkou byly ovšem melouny, salátové okurky, mrkve a ledové saláty – tyto druhy zeleniny se držely téměř na stejné cenové úrovni jako v roce 2018, kromě spotřebitelské ceny okurek, která mírně klesla. Rok 2020 vykazoval větší poptávku po zelenině než nabídka, a to mělo za důsledek celkové zdražování většiny druhů zeleniny. V neposlední řadě za nižší produkci zeleniny mohla tropická horka, která převládala nejen v České republice. Naopak v některých zemích došlo k vydatným dešťovým srážkám, které zapříčinily záplavy. V období dubna a května roku 2020 došlo k výraznému zvýšení

spotřebitelských cen některých druhů zeleniny (především dovážené zeleniny). Následně s postupem nových sklizní se ceny pomalu začaly snižovat (Ministerstvo zemědělství, 2018, 2019, 2020).

Tabulka 4: Průměrné roční spotřebitelské ceny vybraných druhů zeleniny v ČR v Kč/kg

Zelenina	MJ	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Brokolice	ks	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	22,56	22,86
Celer	kg	-	-	-	-	-	-	-	23,53	22,46	20,6	17,26	26,2	24,34	20,32	20,95
Cibule suchá	kg	14,97	10,7	14,72	21,39	11,67	10,65	11,91	13,95	13,74	12,64	7,95	12,29	15,76	12,75	10,45
Česnek	kg	51,36	58,98	70,05	63,15	53,72	48,57	-	-	-	48,02	66,03	84,74	91,34	84,82	81,11
Květák	ks	23,93	25,92	28,32	27,49	29,56	28,33	31,53	30,39	28,92	24,95	29,26	29,45	28,36	28,64	31,42
Melouny	kg	35,41	29,38	33,25	35,96	33,94	31,39	40,33	31,3	27,57	29,7	23,21	22,91	25,06	25,44	24,32
Mrkev bez natě	kg	13,81	15,38	14,67	16,64	17,57	12,83	18,02	16,73	15,46	12,35	13,08	14,41	14,11	16,36	16,53
Okurky salátové	kg	32,8	32,73	34,7	39,44	34,71	38	37,81	40,4	38,24	36,21	36,22	37,71	37,74	35,88	40,57
Paprika	kg	53,95	57,65	71,04	63,67	56,59	59,39	66,09	60,47	65,94	70,17	58,96	57,42	67,83	61,59	51,82
Rajčata	kg	34,77	42,18	37,99	39,91	39,14	42,03	37,03	41,29	36,4	33,79	38,94	35,49	40,41	36,38	34,99
Salát ledový	ks	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Zelí bílé	kg	10,98	11,27	9,51	10,13	9,61	8,64	10,18	13,13	11,26	6,42	8,49	10,34	9,7	11,73	7,94

Zelenina	MJ	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020 ¹
Brokolice	ks	24,53	19,41	21,46	24,63	23,93	24,40	24,41	26,56	23,94	30,74	35,89
Celer	kg	28,10	29,37	17,70	20,64	23,62	23,38	28,80	23,69	22,53	31,60	29,30
Cibule suchá	kg	16,55	14,96	12,47	14,57	15,49	14,54	15,38	13,12	15,48	25,57	19,74
Česnek	kg	111,13	123,82	102,31	103,78	96,54	104,58	127,88	121,28	105,23	116,43	148,96
Květák	ks	33,37	28,66	30,52	35,06	33,55	34,89	36,73	33,86	37,19	41,40	48,51
Melouny	kg	21,67	27,17	23,63	24,49	32,43	31,45	27,80	29,02	30,00	30,01	31,05
Mrkev bez natě	kg	15,66	16,46	17,51	18,73	16,35	20,93	18,75	15,24	22,60	22,89	21,61
Okurky salátové	kg	40,50	30,41	35,59	38,44	36,41	41,56	40,78	41,90	45,30	43,97	48,53
Paprika zeleninová	kg	62,49	53,44	58,90	62,15	60,09	63,63	65,09	63,06	60,98	67,11	68,90
Rajčata	kg	42,29	30,29	37,92	37,16	41,16	42,99	40,88	44,94	44,75	49,24	51,41
Salát ledový	ks	-	-	-	-	-	-	20,21	21,91	23,65	23,95	23,23
Zelí bílé	kg	13,00	13,57	9,16	11,90	11,19	14,51	13,54	12,55	14,82	25,16	20,31

Zdroj: vlastní zpracování dle (Český statistický úřad, 2021)

Dle tabulky č. 4 lze konstatovat, že rostoucí cenový trend lze pozorovat například u květáku, česneku, salátových okurek, papriky a celeru. U ostatních druhů zeleniny se průměrná cena pokaždé mění. Nejvyšších průměrných cen dlouhodobě dosahuje česnek,

¹ období od 1.1.2020 – 30.10.2020

který se pohybuje v průměru vždy okolo 100 Kč/kg. Česnek v roce 2020 v období od 1.1.2020 do 31.10.2020 dosahoval průměrné spotřebitelské ceny až téměř 149 Kč/kg. Za nejlevnější druh zeleniny můžeme naopak považovat bílé zelí, cibuli, salát a mrkev, které se pohybují okolo průměrné ceny 10 až 20 Kč/kg.

3.9 Zahraniční obchod se zeleninou

Nizozemsko bylo do roku 2016 největší importér do České republiky. V roce 2017 zaujalo nejvyšší pozici Španělsko se 124,2 tis. tunami, tj. 12% meziroční nárůstem. Aktuálně je tedy řazeno Španělsko mezi největšího importéra České republiky, dále to je Nizozemsko, poté Německo a Polsko. V menším množství je do České republiky dovážena zelenina i z Turecka, Maroka, Albánie, Egypta, Brazílie a Číny. Dováženy jsou především salátové okurky, rajčata, melouny, papriky, česnek a listové saláty. V roce 2019 byly do České republiky nejvíce dováženy melouny (15,6 %), rajčata (15 %), salátové okurky a cibule (11 %), sladká paprika (8 %) a mrkev (7 %) (Ministerstvo zemědělství, 2016, 2019, 2020).

V roce 2019 bylo z České republiky vyvezeno celkem 73 tis. tun čerstvé zeleniny. Hodnota exportu byla téměř 1,8 mld. Kč. Většina zeleniny z České republiky putovala na Slovensko 50, 4 tis. tun (tedy 69,1 %), dále menší část do Německa (9,5 tis. tun, Maďarska (3,9 tis. tun), Polska (3 tis. tun) a nejméně do Rakouska (2,1 tis. tun). Ve vývozu převažovala rajčata, papriky, cibule a mrkev

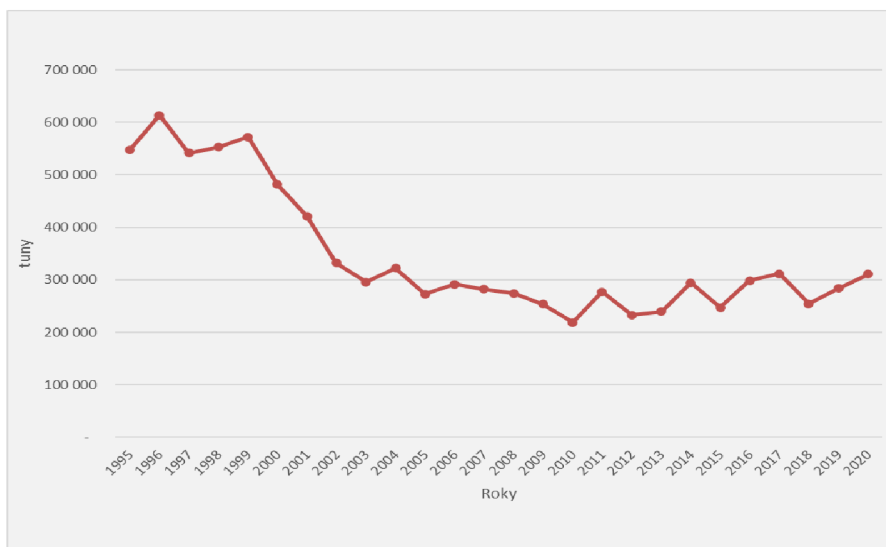
V roce 2019 byla záporná hodnota salda zahraničního obchodu 209,3 mil. €. Nejvíce vyváženou komoditou byla cibule, luskoviny a rajčata (Ministerstvo zemědělství, 2018, 2019, 2020).

4 Ekonometrická analýza základních determinant produkce a spotřeby zeleniny v ČR

4.1 Produkce zeleniny v ČR

V České republice jsou poměrně vhodné klimatické podmínky pro pěstování zeleniny a vysoká odborná úroveň pěstitelů. Lze předpokládat, že spotřebitelé mají velký zájem o tuzemskou produkci v důsledku toho, že je neustále připomínán zdravý životní styl, spotřeba zeleniny a ovoce namísto tuků, cukru apod. I přes výše uvedené důvody produkce zeleniny od roku 1995 do roku 2010 výrazně poklesla. Teprve v následujících letech dochází k mírnému oživení, které je poměrně vysoce proměnlivé, kvůli nepříznivým klimatickým podmínkám v posledních letech. Důsledkem snížení produkce od roku 1995 je i nízká soběstačnost v určitých druzích zeleniny a rovněž je v tomto odvětví náročné udržovat prostory pro uchování zeleniny, závlahové systémy apod. Celkovou produkci zeleniny v České republice od roku 1995 do roku 2020 zobrazuje graf níže.

Graf 2: Celková produkce zeleniny v ČR od roku 1995 – 2020



Zdroj: vlastní zpracování dle Český statistický úřad

Dle grafu č. 2 je zřejmé, že celková produkce od roku 1995 klesá. Rekord v produkci zeleniny byl v roce 1996, kdy produkce činila 613 tisíc tun. Následně produkce začala klesat a pohybovala se v průměru okolo 270 tis. tun. Od roku 1995 do roku 2004 činil průměr celkové produkce zeleniny 468 tisíc tun. Nejnižší produkce byla

zaznamenána v roce 2010, kdy činila pouhých 218 tisíc tun. Pokles je tedy oproti roku 1996 téměř o 36 %. Od roku 2010 je zaznamenán pozvolný nárůst.

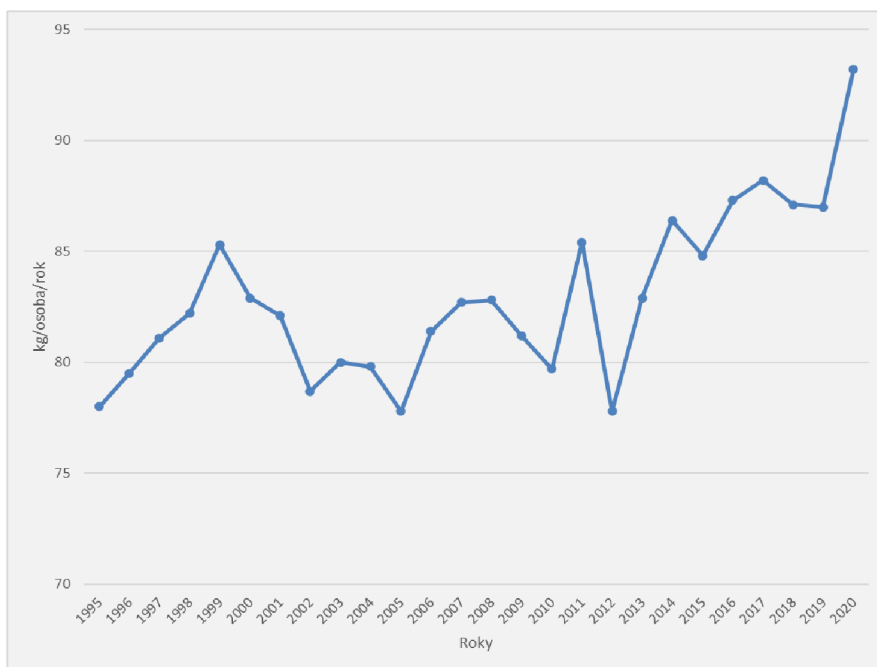
Průměrný koeficient růstu od roku 1995 do roku 2020 činí 0,965. To znamená, že produkce klesala, a to konkrétně vyjádřeno ukazatelem tempo růstu průměrně o 3,5 % za celé sledované období. Celková produkce zeleniny spolu s vypočítaným koeficientem růstu je v příloze č. 1.

4.2 Spotřeba zeleniny v ČR

Spotřeba zeleniny od roku 1995 v České republice roste, přesto její konzumace nedosahuje dostačující úrovně dle Organizace Spojených národů pro výživu a zemědělství (FAO) a Světové zdravotnické organizace (WHO). Tyto dvě organizace vedou kampaň pro pomoc zajištění větší nabídky a dostupnosti ovoce a zeleniny. V celosvětovém průměru se konzumuje výrazně méně ovoce i zeleniny, než je minimální doporučené množství, které stanovuje Světová zdravotnická organizace (400 gramů na osobu za den). Dle předpokladů lidé přijímají pouze 20 až 50 % tohoto doporučeného množství. Lze doložit i výpočtem: $0,4 * 365 = 146$ kilogramů za rok je doporučené množství, ale dle grafu č. 3 níže lze vidět, že v roce 2020 byla průměrná spotřeba pouze cca 93 kilogramů na osobu za rok. V tomto případě je to cca 255 gramů na osobu za den ($93,2/365 = 0,255 * 1\ 000 = 255$ gramů), což je cca 64 % z doporučovaného množství.

Nízká konzumace ovoce a zeleniny se řadí na šesté místo mezi dvaceti nejrizikovějšími faktory, které způsobují předčasné úmrtí (Ministerstvo zemědělství, 2020).

Graf 3: Spotřeba zeleniny v ČR v hodnotě čerstvé (kg/osoba/rok)



Zdroj: vlastní zpracování dle Český statistický úřad

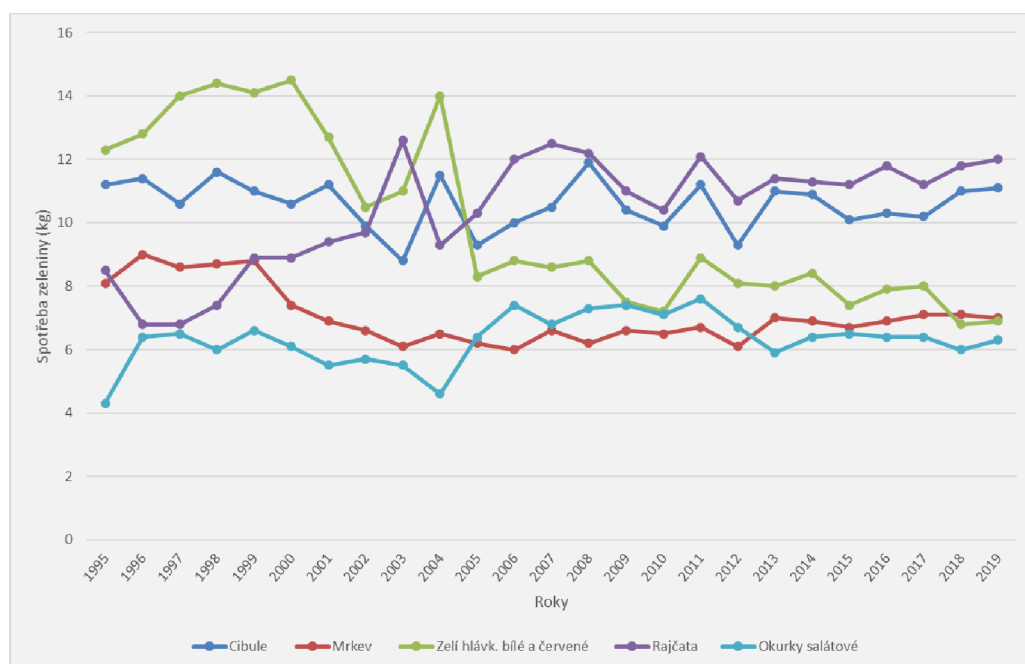
V grafu č. 3 výše je zachycena spotřeba zeleniny v České republice včetně samopěstitelské. Pěstování zeleniny pro vlastní potřebu je především na vesnicích a v okolí menších měst. V případě větších měst tuto poptávku pokrývají farmářské trhy a obchodní řetězce. Dle odhadů Zelinářské unie Čech a Moravy (ZUČM) je pro vlastní spotřebu ročně dáno více než 10 % celkového objemu vypěstované zeleniny. Samozásobitelsky produkuje čerstvou zeleninu cca 240 tisíc domácností, tyto domácnosti mají průměrnou pěstební plochou okolo 50 m², což je celková plocha cca 1 200 ha. V posledních dvou letech však dosahuje, dle odhadu ZUČM, podíl samozásobení zeleninou 15 %. Podíl na tom má situace ohledně pandemie COVID-19, která zvýšila zájem domácností o pěstování čerstvé zeleniny jako zdroje vitamínů a jako alternativu nákupu v obavách z dalšího vývoje koronaviru i karanténních opatření.

Je patrné, že spotřeba zeleniny má od roku 1995 kolísavý charakter. Od roku 1995 do roku 1999 spotřeba rostla, v roce 1999 činila spotřeba 85,3 kg/os./rok, což je o téměř 4 % více oproti minulému roku. Následně od roku 1999 začala spotřeba opět klesat. K vychýlení došlo v roce 2012, kdy spotřeba meziročně klesla téměř o 9 % na 77,8 kg/os./rok. Od tohoto roku spotřeba stoupá. V roce 2018 a 2019 byla spotřeba zeleniny téměř stejná (činila cca 87 kg/osoba/rok) a následně v roce 2020 se spotřeba mírně zvedla na 93,2 kilogramů. Snížila se spotřeba kapusty, mrkve, květáku, špenátu a paprik.

Naopak se zvýšila spotřeba rajčat, celeru, cibule a salátových okurek. V roce 2020 spotřeba zeleniny vzrostla na 93,2 kg/os./rok (Ministerstvo zemědělství, 2020).

Průměrný koeficient růstu od roku 1995 do roku 2020 činí 1,0074. Lze tedy konstatovat, že spotřeba zeleniny v letech roste a průměrně se zvýšila dle ukazatele tempo růstu o cca 0,74 %. Spotřebu zeleniny s vypočítaným průměrným koeficientem růstu lze nalézt v příloze č. 5.

Graf 4: Spotřeba vybraných druhů zeleniny v hodnotě čerstvé na obyvatele v ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle Český statistický úřad

Tabulka 5: Průměrný koeficient růstu vybraných druhů zeleniny

Druh zeleniny	Průměrný koeficient růstu
Cibule	0,9996
Mrkev	0,9939
Okurky salátové	1,0160
Rajčata	1,0145
Zelí hlávkové bílé a červené	0,9989

Zdroj: vlastní zpracování

Z tabulky průměrných koeficientů růstu i z grafu výše je zřejmé, že spotřeba klesla u cibule o 0,04 % a u hlávkového zelí o 0,1 %. U mrkve pak o 0,6 %. Naopak co se týče okurek a rajčat, tam se spotřeba zvýšila, a to konkrétně o 1,6 % u okurek a 1,5 % u rajčat.

Tabulka 6: Odhad parametrů vybraných druhů zeleniny

		Koeficient	Směr. chyba	P-hodnota	Významnost
Spotřeba cibule v kg	Konstanta	10,1634	0,6523	1,03E-13	***
	Příjem na obyv. v tis. Kč	-0,003	0,002	0,1769	
	Cena cibule v Kč/kg	0,0777	0,0441	0,0916	*
Spotřeba mrkve v kg	Konstanta	6,6202	0,780	1,53E-08	***
	Příjem na obyv. tis. v Kč	-0,010	0,002	0,0001	***
	Cena mrkve v Kč/kg	0,1695	0,059	0,0916	***
Spotřeba rajčat v kg	Konstanta	1,9508	1,6477	2,21E-07	***
	Příjem na obyv. v tis. Kč	0,022	0,003	0,0000001	***
	Cena rajčat v Kč/kg	-0,1696	0,0468	0,0014	***
Spotřeba zelí v kg	Konstanta	17,1379	1,0056	1,53E-14	***
	Příjem na obyv. v tis. Kč	-0,032	0,005	7,5E-07	***
	Cena zelí v Kč/kg	0,0173	0,0939	0,8553	
Spotřeba okurek v kg	Konstanta	8,0805	1,5164	2,07E-05	***
	Příjem na obyv. v tis. Kč	0,007	0,003	0,014	**
	Cena okurek v Kč/kg	-0,0880	0,0484	0,0822	*

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Ekonometrická analýza těchto modelů splňuje veškeré specifikační předpoklady, které byly deklarovány v metodické části a je v souladu s teorií, tedy parametry jsou významné a v modelech se nenachází autokorelace, multikolinearita ani heteroskedasticita. Jednotlivé výstupy z programu Gretl lze nalézt v příloze č. 27 až 31. Níže jsou vypočteny příjmové a přímé cenové koeficienty pružnosti a následně dále okomentovány.

Tabulka 7: Průměrné koeficienty pružnosti jednotlivých druhů zeleniny

Zelenina	Koeficient pružnosti (v %)	
CIBULE	příjmová pružnost	-0,067
	přímá cenová pružnost	0,106
MRKEV	příjmová pružnost	-0,335
	přímá cenová pružnost	0,400
RAJČATA	příjmová pružnost	12,385
	přímá cenová pružnost	-16,020
ZELÍ	příjmová pružnost	-0,777
	přímá cenová pružnost	0,021
OKURKY	příjmová pružnost	0,261
	přímá cenová pružnost	-0,530

Zdroj: vlastní zpracování

Interpretace koeficientů pružnosti

Dle pružností v tabulce č. 7 lze usoudit, že cibule, mrkev a zelí jsou považovány za základní statky, jelikož v případě růstu příjmu, spotřeba těchto tří komponent klesá. Lze to vysvětlit tím, že pokud příjem roste, spotřebitelé kupují jiné statky (např. papriky, rajčata, okurky), a proto se sníží spotřeba např. cibule, zelí a mrkve, které patří mezi nejlevnější druhy zeleniny. Cena těchto statků se pohybuje okolo 10 až 20 Kč za kilogram, kdežto cena např. cena paprik, okurek a rajčat se pohybuje v rozmezí 40 až 50 Kč za kilogram, což je téměř třikrát více.

Co se týče rajčat a okurek, v případě vzrůstu příjmu, spotřeba těchto surovin stoupá, a naopak pokud se tyto suroviny zdraží, spotřebitelé reagují tím, že je méně kupují. Co se týče rajčat, pokud vzroste příjem vzroste o 1 %, jejich spotřeba vzroste o 12,39 % a naopak pokud by cena rajčat vzrostla o 1 %, jejich spotřeba by klesla o 16,02 %. U okurek jsou hodnoty nižší. Jestliže dojde k nárůstu příjmu o 1 %, jejich spotřeba vzroste o 0,261 % a v případě 1% růstu ceny okurek by jejich spotřeba klesla o 0,53 %.

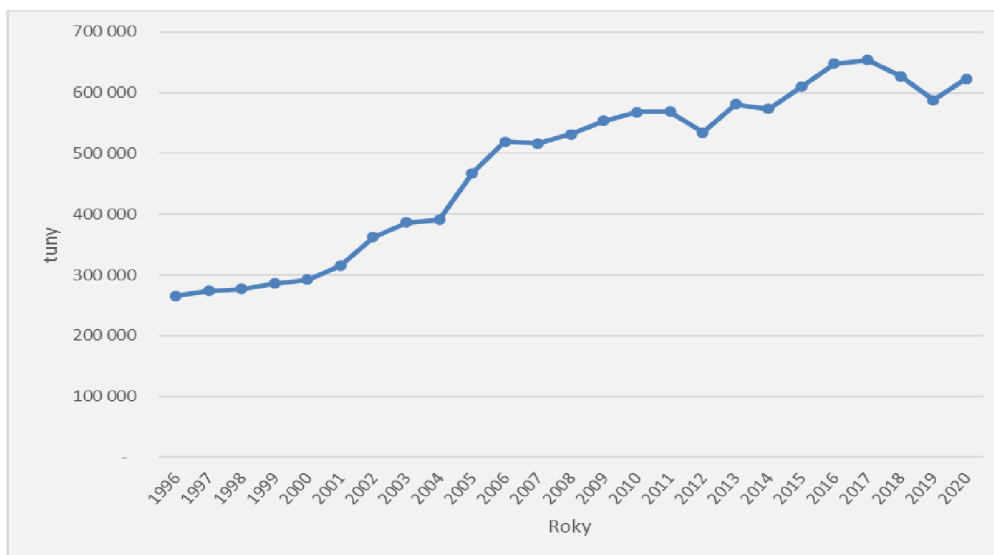
4.3 Zahraniční obchod se zeleninou

Dovoz

Dovoz zeleniny do České republiky se v roce 2019 snížil o 6,2 % na 587,8 tis. tun, ale jeho finanční hodnota se naopak zvýšila o 5,4 %. Celkově bylo dovezeno 587,6 tis. tun zeleniny za 12,2 mld. Kč. Dodávky ze zemí EU byly sníženy o skoro 10 % na 520,6 tis. tun a na celkovém objemu importu zeleniny se podílely skoro z 89 %. Importní ceny byly

zvýšeny skoro u všech sledovaných druhů zeleniny. Největší nárůst cen bylo vypořádováno u cukrové kukuřice, celeru, cibule, zelí a hlávkového salátu.

Graf 5: Vývoj dovozu čerstvé zeleniny do České republiky



Zdroj: vlastní zpracování dle (Situační a výhledové zprávy, 2002, 2007, 2013, 2020)

Z grafu č. 5 je zřejmé, že vývoj dovozu do České republiky v letech má rostoucí charakter. Výrazný nárůst byl zaznamenán v roce 2005. Zvýšil se dovoz všech druhů zeleniny, kromě cibule, česneku, květáku a okurek. K poklesu dovozu zeleniny došlo v roce 2012, kdy se snížil meziročně o 6,2 %. Naopak k největšímu nárůstu došlo v roce 2013, kdy se dovoz meziročně zvýšil o 7,9 %. Od roku 2017 dovoz mírně klesá, ale jeho hodnota v českých korunách se stále zvyšuje.

Průměrný koeficient růstu u dovozu čerstvé zeleniny do ČR činí 1,0419, to znamená, že dovoz se v letech zvýšil průměrně o 4,19 %, což zachycuje i výše uvedený graf. Hodnoty dovozu v jednotlivých letech spolu s vypočteným koeficientem růstu lze nalézt v příloze č. 32.

Největším importérem do České republiky je Španělsko. Ze Španělska bylo v roce 2019 vyvezeno 132 tis. tun zeleniny, podílí se na celkovém dovozu z 22,5 %. Ze Španělska bylo nejvíce dovezeno salátových okurek (23,4 %, tj. 30,9 tis. tun), melounů (18,2 %, tj. 24 tis. tun) a rajčat (17,5 %, tj. 23 tis. tun). Druhým nejvýznamnějším dovozcem pro Českou republiku je Nizozemsko, odkud bylo vyvezeno celkem 108,3 tis. tun zeleniny. Velkou část tvořily především rajčata (21,7 %, tj. 23,5 tis. tun), cibule (19,6 %, tj. 21,2 tis. tun) a mrkev (18,3 %, tj. 19,9 tis. tun.). Dalším velkým dodavatelem je Německo s celkovým počtem 82,3 tis. tun zeleniny. Velká část z toho byla cibule (11,6 %, tj. 9,5 tis. tun),

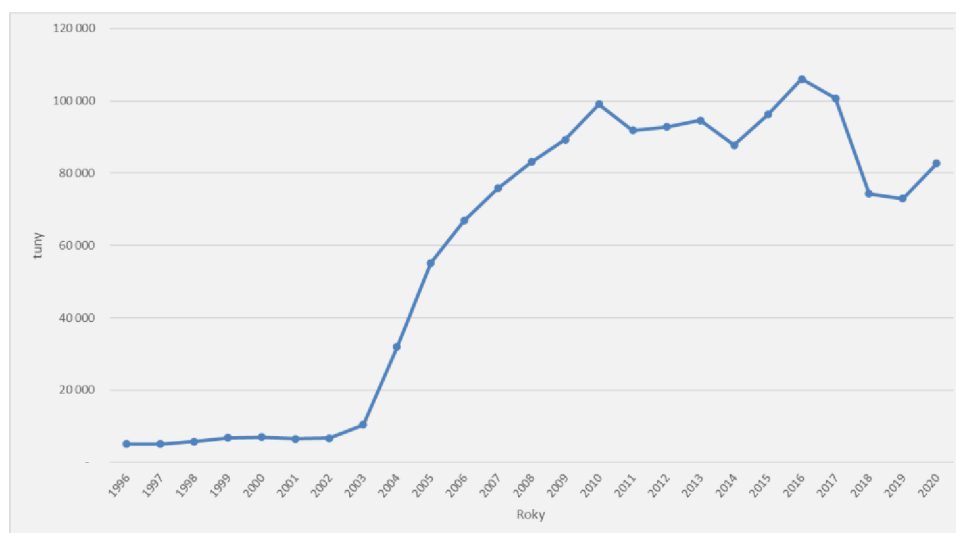
melouny (11,4 %, tj. 9,4 tis. tun) a dále salátové okurky (10,3 %, tj. 8,4 tis. tun). Dále to je Polsko s dovozem 54,9 tis. tun. Z toho byla velká část zelí (18,5 %, tj. 10,2 tis. tun), rajčata (11 %, tj. 6 tis. tun) a kedlubny (8,8 %, tj. 4,8 tis. tun). Dalším důležitým producentem byla Itálie, která vyvezla v roce 2019 celkem 46,5 tis tun zeleniny, z tohoto množství byla největší část melounů (41,5 %, tj. 19,3 tis. tun), dále to byly již v menším poměru kedlubny (10,2 %, tj. 4,7 tis. tun) a v neposlední řadě mrkev (9,8 %, tj. 4,6 tis. tun). V menším množství byla vyvážena zelenina i z Turecka, Maroka, Albánie, Egypta, Brazílie a Číny.

Do České republiky byly v roce 2019 nejvíce vyvezeny melouny (15,6 %), dále rajčata (15 %), salátové okurky a cibule (11 %), sladká paprika (8 %) a mrkev (7 %) (Ministerstvo zemědělství, 2019).

Vývoz

Z České republiky byly nejvíce vyváženy okurky nakládačky (meziroční nárůst o 4,3 %), dále rajčata (meziroční pokles o 1,2 %), melouny (meziroční pokles o 15,7) a papriky (meziroční nárůst o 16,7 % na 6,5 tis. tun). V případě melounů, dále také banánů nebo pomerančů se jedná o reexporty (Ministerstvo zemědělství, 2020).

Graf 6: Vývoj vývozu čerstvé zeleniny z České republiky



Zdroj: vlastní zpracování dle (Situační a výhledové zprávy, 2002, 2007, 2013, 2020)

Z grafu č. 6 je zřejmé, že vývoz zeleniny z ČR od roku 2003 rapidně stoupal. Důvodem prudkého zvýšení dovozu od roku 2004 byl nárůst reexportu některých druhů zeleniny. Největší počet exportované zeleniny byl v roce 2016, jednalo se o meziroční nárůst o 10 %. V tomto roce export činil 106 tis. tun. Nejvyšší hodnota exportované

zeleniny byla taktéž v roce 2016, a to 2,04 mld. Kč. Největší meziroční pokles byl v letech 2017/2018 a to téměř o jednu třetinu, konkrétně o cca 26 %. Tento velký skok zapříčinila nižší sklizeň zeleniny v roce 2018. Důležitým faktorem pro vývoz zeleniny je vývoj spotřeby zeleniny v zemích, kam se zelenina z České republiky nejvíce vyváží, což je především na Slovensku a v Německu (případně Maďarsku).

Průměrné tempo růstu činí 1,1444, to znamená, že vývoz od roku 1995 stoupá, konkrétně se v průměru zvýšil o 14,44 %. Hodnoty vývozu v jednotlivých letech spolu s vypočteným koeficientem růstu lze nalézt v příloze č. 33.

Nejvíce zeleniny z České republiky se vyváží na Slovensko. V roce 2019 tam putovalo 50, 4 tis. tun (tedy 69,1 %), dále část do Německa (9,5 tis. tun), Maďarska (3,9 tis. tun), Polska (3 tis. tun) a zbytek do Rakouska (2,1 tis. tun). Ve vývozu převažovala rajčata, papriky, cibule a mrkev a melouny (Ministerstvo zemědělství, 2018 a 2019).

Bilance zahraničního obchodu

Co se týče celkové bilance zahraničního obchodu České republiky s čerstvou zeleninou (tedy rozdíl mezi exportem a importem), Česká republika má pasivní saldo zahraničního obchodu, tudíž převažuje export nad importem. Jedná se o pasivní obchodní bilanci v tunách i v českých korunách. Česká republika není dostatečně potravinově soběstačná v oblasti zeleniny. Tento fakt je ovlivněn například podnebím, které v České republice převládá. V ČR je omezení pěstování zeleniny například jen v letních měsících. Ovšem letní měsíce jsou v posledních letech spíše tropické, což znamená pro zemědělce větší náklady na zavlažování. Dochází zde tedy k nedostatečné nákladové konkurenceschopnosti českých pěstitelů zeleniny (Český statistický úřad, 2020).

Tabulka 8: Saldo zahraničního obchodu ČR s čerstvou zeleninou; průměrný koeficient růstu

Jednotky	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Tuny	-227 350	-239 908	-251 763	-273 251	-278 991	-285 244	-308 113	-355 202	-379 182	-358 632	-412 225	-452 214	-446 369
Tis.Kč	-2 423	-2 793	-3 086	-3 502	-3 431	-3 562	-4 026	-4 407	-4 500	-4 813	-5 304	-6 420	-6 761
Koef. růstu	---	1,055	1,049	1,085	1,021	1,022	1,080	1,153	1,068	0,946	1,149	1,097	0,987

Jednotky	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020 ²
Tuny	-447 883	-464 079	-468 705	-475 031	-441 225	-485 730	-484 984	-513 494	-541 326	-547 811	-552 423	-514 822	-383 984
Tis. Kč.	-6 215	-6 592	-7 542	-6 644	-6 906	-7 634	-7 680	-8 901	-9 332	-9 665	-10 012	-10 488	-7 734
Koef. růstu	1,003	1,036	1,010	1,014	0,929	1,101	0,999	1,059	1,054	1,012	1,008	0,932	0,746

Průměrný koeficient růstu	1,0221
Tempo růstu	0,0221

Zdroj: vlastní zpracování dle Český statistický úřad

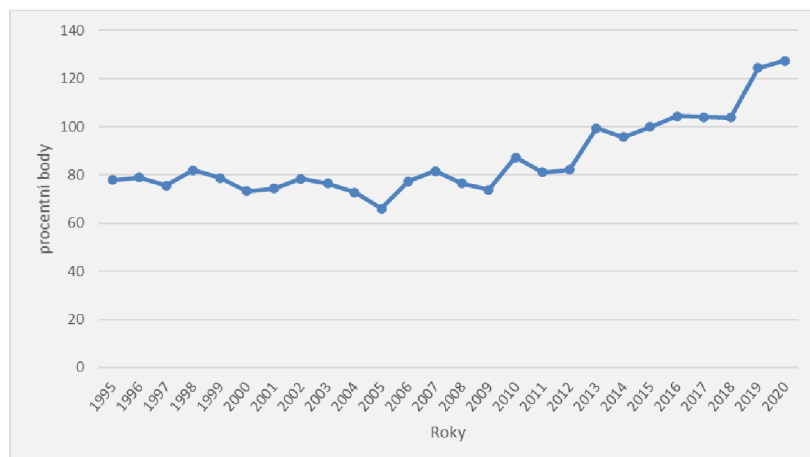
Dle tabulky č. 8 je patrné, že od roku 1995 se saldo stále zvyšuje, v roce 2018 bylo saldo rekordních –552 tis. tun a zároveň –10 mil. Kč. Jedná se o více jak o polovinu více, než v roce 1995.

Průměrný koeficient růstu činí 1,0221, to znamená, že saldo zahraničního obchodu od roku 1995 vzrostlo průměrně o 2,21 %. Saldo je tedy čím dál větší, ale v záporných hodnotách.

4.4 Dynamika spotřebitelských cen zeleniny

Spotřebitelské ceny jednotlivých druhů zeleniny jsou včetně daně z přidané hodnoty. Tyto ceny od roku 1995 rostou a jsou zachyceny v grafu níže.

Graf 7: Bazický index spotřebitelských cen zeleniny



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

²období od 1.1.2020 – 30.10.2020

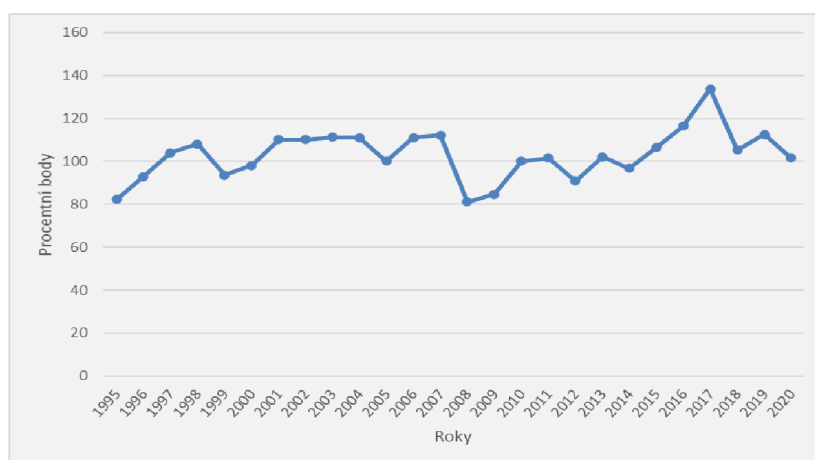
Z grafu č. 7 vyplývá, že spotřebitelské ceny zeleniny od roku 1995 stoupají. V roce 2020 byly spotřebitelské ceny zeleniny téměř o polovinu vyšší, než v roce 1995. Grafickou metodou vidíme, že se pravděpodobně bude jednat o nestacionární řady.

Průměrný koeficient růstu je 1,0207 to znamená, že v letech dochází k nárůstu spotřebitelských cen zeleniny, a to konkrétně o 2,07 %. Spočítaný koeficient růstu společně s tempem růstu lze nalézt v příloze č. 5.

Index cen zemědělských výrobců

Ceny zemědělských výrobců se počítají měsíčně a jsou očištěné o daň z přidané hodnoty. Prostým aritmetickým průměrem z cen jednotlivých výrobců jsou pak spočítány ceny průměrné. Tyto ceny se počítají jako podíl průměrné ceny za daný měsíc ku průměrné ceně za celý rok. Pokles nebo růst indexu cen zemědělských výrobců říká, o kolik procent se v určitém měsíci zvedla nebo poklesla cenová hladina těchto cen a srovnává ho s hladinou v tom samém období minulého roku (Český statistický úřad, 2021).

Graf 8: Index cen zemědělských výrobců



Zdroj: vlastní zpracování dle Český statistický úřad

Index cen zemědělských výrobců má v čase spíše konstantní charakter. Průměrný koeficient růstu je 1,0088 to znamená, že ceny zemědělských výrobců v letech nepatrně rostou, a to průměrně o 0,88 %.

4.5 Ekonometrická analýza na trhu se zeleninou v České republice

4.5.1 Model spotřeby zeleniny

Pro průzkum spotřeby zeleniny byl zvolen jednorovnicový model, který je dále potom součástí soustavy tří rovnic, které jsou popsány jako prosté. Endogenní proměnnou je celková spotřeba zeleniny v ČR. Exogenní proměnné jsou index spotřebitelských cen zeleniny, import zeleniny do ČR a čistý disponibilní příjem na obyvatele. Spotřeba zeleniny v ČR je tedy vysvětlována těmito třemi proměnnými.

Model je vytvořen z časových řad o počtu pozorování 26 období od roku 1995 do roku 2020.

Teoretická východiska

Z teorie chování spotřebitele lze odvodit, že s růstem spotřebitelských cen zeleniny bude klesat celková spotřeba zeleniny. Spotřebitel není ochoten kupovat větší množství při rostoucí ceně, spíše naopak bude vyhledávat alternativu (substitut), který bude na základě zákona klesající poptávky více spotřebovávat. Dále pokud se zvýší import zeleniny do ČR, spotřeba zeleniny bude růst, jelikož bude v tuzemsku větší a pestřejší výběr. Dále z teorie chování spotřebitele lze odvodit, že při rostoucím příjmu obyvatele bude spotřeba zeleniny stoupat (při vyšším čistém disponibilním důchodu si spotřebitel může nakoupit více).

Ekonomický model

Endogenní proměnnou je spotřeba zeleniny. Mezi exogenní proměnné patří index spotřebitelských cen zeleniny, import zeleniny a čistý disponibilní příjem na jednoho obyvatele.

Formulace ekonomického modelu:

$$y_1 = f_c(x_2, x_3, x_4, x_{5(t-1)})$$

Zápis ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + u_{1t}$$

Deklarace proměnných

Endogenní proměnná

y_1spotřeba zeleniny v kg/os/rok

Exogenní proměnné

x_1jednotkový vektor (JV)

x_{2t}index spotřebitelských cen zeleniny v ČR (v %)

x_{3t}import zeleniny do ČR (v tis. tunách)

x_{4t}čistý disponibilní důchod na obyvatele (v tis. Kč)

Predeterminovaná proměnná

y_{1-t}spotřeba zeleniny zpožděná o jeden rok v kg/os/rok

Stacionarita časových řad

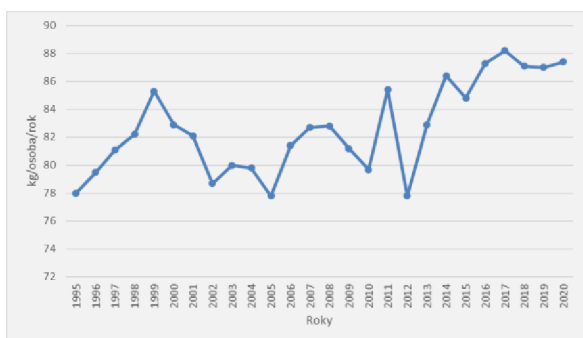
Ověření stacionarity časových řad je provedeno dle Dickey-Fullerova testu. Pomocí ADF testu je testováno, zda v modelu existují jednotkové kořeny. Byl využit test bez konstanty, test s konstantou a test s konstantou a trendem. Výsledky zobrazuje tabulka č. 13 níže.

Tabulka 9: Výsledky Dickey-Fullerova testu – model spotřeby zeleniny

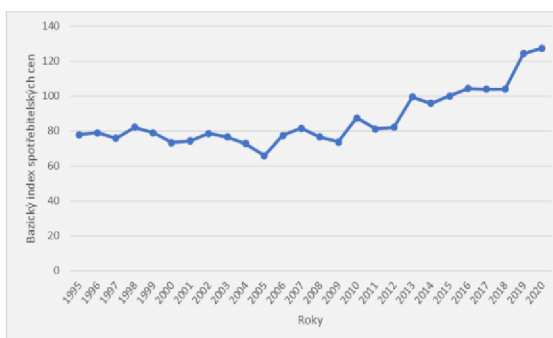
	Test bez konstanty	Test s konstantou	Test s konstantou a trendem
	p - hodnota	p - hodnota	p - hodnota
Sp zeleniny (kg/os/rok)	0,9037	0,7887	0,9933
Index SpC zeleniny (%)	0,9974	1	0,9965
Import zeleniny (tis. t)	0,9943	0,5633	0,9193
Disponibilní důchod (obyv./tis. Kč/rok)	0,8760	0,03311	0,9995

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

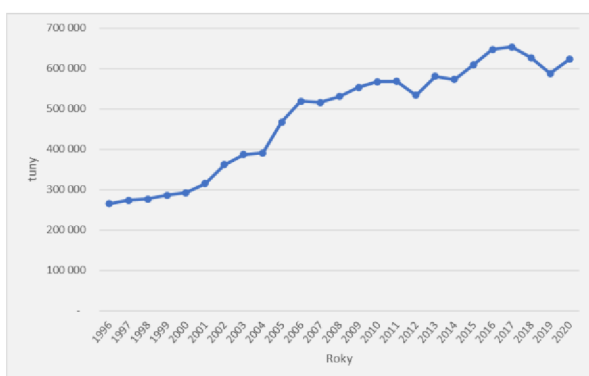
Graf 9: Spotřeba zeleniny



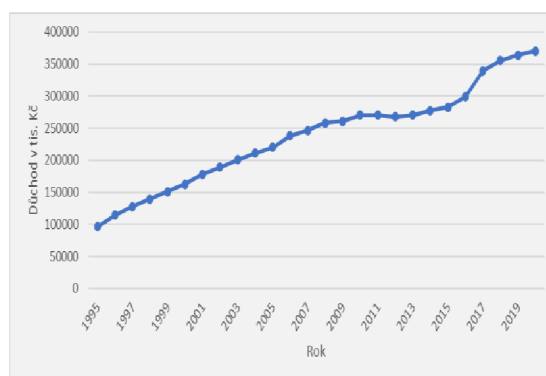
Graf 10: Index spotřebitelských cen



Graf 11: Dovoz zeleniny do ČR



Graf 12: Příjem obyvatele v ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Časové řady jsou nestacionární, jelikož veškeré hodnoty (kromě jedné u proměnné disponibilní důchod – test s konstantou) vyšly vyšší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Nebyla tedy zamítnuta hypotéza H_0 na hladině významnosti 5 % ve prospěch alternativní hypotézy. Výstupy testů z Gretlu lze nalézt v přílohách č. 14 až 18.

Deskriptivní statistika

Z tabulky č. 10 níže je patrné, že průměrná spotřeba zeleniny je 82,67 kg/os./rok. Minimum bylo 77,80 kg/os./rok a maximum 88,20 kg/os./rok. Dále je v tabulce zobrazena minimální a maximální hodnota indexu spotřebitelských cen zeleniny, importu a příjmu obyvatele v ČR. U těchto všech ukazatelů jsou zobrazeny i jejich průměry a směrodatné odchylky.

Tabulka 10: Deskriptivní statistika

Proměnná	Střední hodnota	Medián	Směrodatná odchylka	Min	Max
SpZ	82,67	82,45	3,30	77,80	88,20
IndexSpCZ	86,69	80,10	15,88	66,00	127,40
ImpZ	470,70	525,02	140,94	232,47	653,60
Prij	237,00	252,20	77,16	96,44	370,50

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Korelační matice

V modelu se vyskytla vysoká multikolinearita mezi proměnnými import a příjem. Multikolinearita byla v modelu ignorována a následně byla zohledněna v interpretaci modelu.

Tabulka 11: Korelační matice – model spotřeby zeleniny

	SpZ	IndexSpCZ	ImpZ	Prij	SpZ_1
SpZ	1,0000	0,7509	0,5187	0,6085	0,6085
IndexSpCZ		1,0000	0,6493	0,7814	0,6313
ImpZ			1,0000	0,9405	0,4663
Prij				1,0000	0,6311
SpZ_1					1,0000

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Odhad parametrů modelu spotřeby zeleniny pomocí běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ)

Níže v tabulkách č. 12 a č. 13 jsou zobrazeny parametry odhadu běžnou metodou nejmenších čtverců pro model spotřeby zeleniny. Parametry jsou dále okomentovány.

Tabulka 12: Odhad parametrů modelu – model spotřeby zeleniny

Parametr	Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	P-hodnota	Významnost
γ_0	Konstanta	47,433	16,115	0,008	*** ³
γ_1	Index spotř. cen zeleniny	0,137	0,0496	0,0122	** ⁴
γ_2	Import zeleniny	0,009	0,0118	0,4723	
γ_3	Důchod na obyvatele	-0,020	0,0277	0,4803	
γ_4	Spotřeba zeleniny zpožděná	0,293	0,2086	0,1748	

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Tabulka 13: Statistické ukazatele – model spotřeby zeleniny

Koeficient determinace	0,6046
F (4, 20)	7,6469
P-hodnota (F testu)	0,0007
Schwarzovo kritérium	121,31
Akaikovo kritérium	115,21
Hannan-Quinnovo Kritérium	116,9
Durbin-Watsonova statistika	2,4946

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Z modelu je zřejmé, že z vybraných proměnných je statisticky významná konstanta na 1% hladině významnosti a pouze parametr index spotřebitelských cen zeleniny na 5% hladině významnosti. Z tohoto lze soudit, že parametry jsou vždy závislé pouze na ceně. Tento model není využit k další interpretaci.

Jelikož se nachází multikolinearita mezi importem a příjmem a zároveň proměnná import není v tomto modelu významná, byla tato problematická proměnná odebrána. Model byl různě modelován, vyzkoušeny byly různé varianty zpoždění či byl import dosazený i jako instrumentální proměnná. Dále byl výpočet proveden i s proměnnou

³ *** na hladině významnosti $\alpha = 0,01$

⁴ ** na hladině významnosti $\alpha = 0,05$

export, ale žádná varianta nevedla k lepšímu výsledku (ba naopak export se nejevil jako statisticky významný, proto do modelu nebyl ani zahrnován). Spotřeba zeleniny je specifická, a proto lze usoudit, že skutečně závisí jen na ceně.

Níže je vytvořen nový model, ze kterého je odebrán import a predeterminovaná proměnná. Podoba modelu bude následující:

Zápis ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + u_{1t}$$

Deklarace proměnných

Endogenní proměnná

y_1spotřeba zeleniny v kg/os/rok

Exogenní proměnné

x_1jednotkový vektor (JV)

x_2index spotřebitelských cen zeleniny v ČR (v %)

x_3čistý disponibilní důchod na obyvatele (v tis. Kč)

V modelu je tedy jako endogenní proměnná spotřeba zeleniny, ale exogenní proměnné jsou pouze index spotřebitelských cen zeleniny v ČR a čistý disponibilní příjem. Predeterminovaná proměnná byla z modelu také odebrána, jelikož zhoršovala parametry modelu a nejevila se v modelu jako statisticky významná. Parametr příjem také nevychází statisticky významný, ovšem patří mezi důležité ukazatele, co se týče spotřeby zeleniny a dle teoretického hlediska významný je, proto byl v modelu nadále ponechán. V tomto modelu se již multikolinearita nenachází.

Níže je model počítán metodou nejmenších čtverců a následně dále interpretován.

Odhad parametrů pomocí běžné metody nejmenších čtverců

Tabulka 14: Odhad parametrů – model spotřeby zeleniny bez importu

Parametr	Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	P-hodnota	Významnost
γ_0	Konstanta	69,908	260621	7,40e-019	***
γ_2	Index spotř. cen zeleniny	0,125	0,0438	0,0088	***
γ_3	Důchod na obyvatele	0,008	0,0091	0,3819	

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

V tomto modelu je statisticky významný parametr konstanta a index spotřebitelských cen zeleniny na 1% hladině významnosti.

Tabulka 15: Statistické ukazatele – model spotřeby zeleniny bez importu

Koeficient determinace	0,5726
F (2, 23)	15,4048
P-hodnota (F testu)	0,00006
Schwarzovo kritérium	122,47
Akaikovo kritérium	118,70
Hannan-Quinnovo Kritérium	119,79
Durbin-Watsonova statistika	1,7266

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Ekonomická verifikace

Zvýší – li se index spotřebitelských cen zeleniny o 1 procentní bod, tak se spotřeba zeleniny zvýší o 0,125 kg/os./rok, za podmínek ceteris paribus. Tento fakt lze vysvětlit tím, že ačkoliv je zelenina drahá, pro spotřebitele je nezbytná, a proto ji i přes zvýšení ceny stále kupuje. Dále není pro spotřebitele překážkou, jestliže se zdraží např. cibule, mrkev či zelí (tyto statky jsou považovány za základní a levnější, proto nárůst jejich cen nezpůsobí nižší spotřebu). Dalším argumentem je, že se nedá lehce nahradit jiným substitutem. Dále v případě, že by se čistý disponibilní důchod zvyšoval, došlo by i ke zvýšení ve spotřebě zeleniny, ovšem velmi nepatrně.

Statistická verifikace

Dle statistické verifikace je zřejmé, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ jsou statisticky významné na 1 % parametry proměnných konstanta (jednotkový vektor) a index spotřebitelských cen zeleniny. Parametr příjem (Pri_j) převyšuje hladinu významnosti $\alpha = 0,05$ a byl tedy vyhodnocen v tomto modelu jako statisticky nevýznamný.

Koeficient determinace nám říká, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. V modelu spotřeby zeleniny je koeficient determinace 57 %. Změny ve spotřebě zeleniny jsou tedy z 57 % vysvětlovány změnami nezávisle proměnných (konstanta, index spotřebitelských cen zeleniny a čistý disponibilní důchod na obyvatele).

Výsledek F-testu je nižší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hodnota tedy potvrzuje, že model je jako celek významný.

Ekonometrická verifikace

V ekonometrické analýze bylo testováno, zda jsou složky normálně rozdělené a pomocí Whiteova testu bylo testováno, zda je v modelu přítomna heteroskedasticita. Dále byla testována autokorelace reziduí 1. řádu. Ekonometrická analýza splňuje veškeré specifikační předpoklady, které byly deklarovány v metodické části. Jednotlivé výstupy z programu Gretl lze nalézt v příloze č. 6, 7 a 8.

Aplikace ekonometrického modelu – spotřeba zeleniny

Aplikace modelu spotřeba zeleniny bude provedena pomocí koeficientů pružnosti. Koeficienty pružnosti vyjadřují působení vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou v procentech.

Tabulka 16: Průměrné koeficienty pružnosti – model spotřeby zeleniny

Koeficient pružnosti	
x_1 - index spotřebitelské ceny zeleniny	0,131
x_2 - čistý disponibilní důchod na obyvatele	0,023

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Interpretace koeficientů pružnosti

Přímá cenová pružnost

Pružnost v odhadovaném modelu je 0,13 %. Jestliže se zvýší index spotřebitelských cen zeleniny o 1 %, zvýší se spotřeba zeleniny o 0,13 %, za podmínek ceteris paribus.

Příjmová pružnost

Příjmová pružnost v odhadovaném modelu je velmi nízká. Při nárůstu čistého disponibilního důchodu se dá předpokládat, že se zvýší i spotřeba zeleniny.

Z výsledků elasticit plyne, že větší vliv na spotřebu zeleniny mají ceny a následně až příjem (příjem má opravdu na spotřebu zeleniny nepatrný vliv).

Strukturální analýza

Pro strukturální analýzu v odhadovaném modelu byla využita 1. Tornquistova funkce, jelikož zelenina je považována za základní statek.

Odhad výdajového modelu v závislosti na příjmu

Pro odhad parametrů Engelovy funkce je jako exogenní proměnná využit čistý peněžní příjem v Kč/os/rok a endogenní proměnná je spotřební vydání za zeleninu v Kč/os/rok. V tabulce č. 20 jsou zobrazeny odhadnuté parametry, které jsou následně dosazeny do rovnice 1. Törnquistovy funkce.

Tabulka 17: Příjmy a výdaje domácností dle kvintilů

Roky	Název proměnné	Domácnosti celkem podle čistého peněžního příjmu na osobu - kvintily					Průměry
		Nejnižších Lowest 20 %	Druhých Second 20 %	Třetích Third 20 %	Čtvrtých Fourth 20 %	Nejvyšších Highest 20 %	
2013	Čistý peněžní příjem (Kč/os/rok)	74 803	104 525	119 629	131 106	331 247	152 262
	Spotřební vydání za zeleninu (Kč/os/rok)	1 350	1 551	1 883	1 980	3 042	1 961
2016	Čistý peněžní příjem (Kč/os/rok)	96 436	132 649	153 879	190 946	288 432	172 468
	Spotřební vydání za zeleninu (Kč/os/rok)	1 587	2 121	2 202	2 352	2 876	2 228
2020	Čistý peněžní příjem (Kč/os/rok)	125 359	181 685	230 235	294 444	446 330	255 611
	Spotřební vydání za zeleninu (Kč/os/rok)	2 369	2 709	2 996	3 360	3 861	3 059

Zdroj: vlastní zpracování dle (ČSÚ, 2014, 2017, 2021)

V tabulkách níže je pomocí průřezových dat a BMNČ vypočítaná závislost výdajového modelu na příjmu. Jednotlivé parametry (konstanta a příjem) v letech splňují veškeré požadavky, které byly deklarovány v metodické části. V modelech se tedy nenachází heteroskedasticita ani normalita reziduí. Výstupy z Gretlu společně s testy heteroskedasticity za rok 2013, 2016 a 2020 lze nalézt v příloze č. 36.

Tabulka 18: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2013 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny

	Koeficient	Směr.chyba	t-podíl	p-hodnota	Statistická významnost
const	0,000205432	3,72E-05	5,516	0,0117	**
Příjem	41,0857	4,12607	9,958	0,0022	***

Výdaje TQ fce (hladina nasycenosti):	4 868 Kč
Výdaje v roce 2013 (průměr)	1 961 Kč

Příjem TQ fce (sklon):	204 864 Kč
Příjem v roce 2013 (průměr)	152 262 Kč

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

V tabulce výše je vypočítaná hladina nasycenosti výdajů za zeleninu za rok 2013. Hladina nasycenosti rapidně převyšuje to, kolik spotřebitelé za zeleninu v jednotlivých letech reálně zaplatí. V roce 2013 byla hladina nasycenosti 4 868 Kč, tzn., že spotřebitelé by byli ochotni zaplatit až 4 868 Kč za zeleninu, ale zaplatili průměrně 1 961 Kč, což je téměř 2,5x méně. Co se týče nejvyšší skupiny dle kvintilů, tato skupina se k hladině nasycenosti téměř přiblížila, její spotřební vydání bylo 3 042 Kč na osobu, tedy splnila hladinu nasycenosti z cca 60 %.

Tabulka 19: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2016 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny

	Koeficient	Směr.chyba	t-podíl	p-hodnota	Statistická významnost
const	0,000205674	3,01E-05	6,823	0,0064	***
Příjem	39,269	4,29715	9,138	0,0028	***

Výdaje TQ fce (hladina nasycenosti):	4 862 Kč
Výdaje v roce 2016 (průměr)	2 228 Kč

Příjem TQ fce (sklon):	190 928 Kč
Příjem v roce 2016 (průměr)	172 468 Kč

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

V roce 2016 by byli spotřebitelé ochotni zaplatit 4 862 Kč, ale zaplatili dvakrát méně, a to průměrně 2 228 Kč. Nejnižší skupina dle kvintilů zaplatila pouze 1 578 Kč.

Naopak nejvyšší skupina zaplatila 2 876 Kč. Nejvyšší skupina tedy hladinu nasycenosti splnila téměř z 60 %.

Tabulka 20: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2020 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny

	Koeficient	Směr.chyba	T-podíl	P-hodnota	Statistická významnost
const	0,000202569	1,10E-05	18,49	0,003	***
Příjem	28,5072	2,15444	13,23	0,009	***

Výdaje TQ fce (hladina nasycenosti):	4 937 Kč
Výdaje v roce 2020 (průměr)	3 059 Kč

Příjem TQ fce (sklon):	140 728 Kč
Příjem v roce 2020 (průměr)	255 611 Kč

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

V roce 2020 byla hladina nasycenosti 4 937 Kč, ale spotřebitelé zaplatili za zeleninu průměrně 3 059 Kč. Hladina nasycenosti byla stále téměř o tisíc Kč vyšší, než spotřebitelé reálně zaplatili, tedy hladiny nasycenosti bylo průměrně dosaženo pouze z 62 %. Nejnižší příjmová skupina měla v roce 2020 spotřební vydání za zeleninu 2 369 Kč na osobu. V tomto případě by mohla spotřebovat zeleninu o 2 568 Kč více, aby dosáhla spotřebního vydání 4 937 Kč. Hladiny nasycenosti je tak dosaženo z cca 48 %. U nejvyšší příjmové skupiny dle kvintilů činilo spotřební vydání 3 861 Kč, hladiny nasycenosti bylo dosaženo tedy ze 78 %.

Je patrné, že od roku 2013 se trend zvýšil a spotřebitelé platí každým rokem za zeleninu reálně více, ovšem hladina nasycenosti je také stále vyšší a není jí dosaženo. Jeden z důvodů může být to, že tradiční česká kuchyně je typická tím, že zeleninu do pokrmů používá v upravené formě (syrová zelenina se v pokrmech nachází jen zřídka, oproti například francouzské či italské kuchyni). Dále důvodem může být cena zeleniny, která se v mnohých případech přibližuje ceně masných výrobků.

Tabulka 21: Koeficienty pružnosti – Tornquistova funkce

Koeficient pružnosti	
Spotřební vydání za zeleninu (rok 2013)	0,574
Spotřební vydání za zeleninu (rok 2016)	0,525
Spotřební vydání za zeleninu (rok 2020)	0,355

Zdroj: vlastní zpracování

V případě nezbytně nutného statku spotřeba roste (klesá) pomaleji než příjem, v tomto případě tedy splňuje druhý požadavek na Engellovy funkce její pružnost je menší než jedna. Pružnosti tedy splňují parametry uvedeny v metodické části. Dle výše uvedené tabulky je zřejmé, že s 1% nárůstem příjmu dochází v roce 2013 k 0,57% nárůstu ve spotřebě zeleniny, v roce 2016 k 0,53% nárůstu a v roce 2020 pouze k 0,36% nárůstu ve spotřebě zeleniny. Tyto ukazatele jsou poměrně nízké a nasvědčují tomu, že zelenina je považována stále více považována za základní statek. Tudíž jakýsi pozitivní efekt lze vidět ve stále se snižující příjmové pružnosti, která říká, že by spotřebitel sice rozšířil spotřebu zeleniny, ale stále méně, jelikož úroveň je taková, že příjem na to čím dál více bez problému stačí (což se nejvíce týká základních statků, jako je mrkev, cibule či zelí). Dále ovšem nelze správně ze zeleninového koše vyselektovat jednotlivé statky, které jsou nezbytné a které jsou luxusní, proto je všechna zelenina porovnávána dohromady.

4.5.2 Model produkce zeleniny

Další jednorovnicový model ze zkoumané prosté soustavy zkoumá produkci zeleniny. Model se skládá z endogenní proměnné produkce zeleniny v tis. tunách a z exogenních proměnných: index cen zemědělských výrobců zpožděný o jedno, o dvě a o tři období v procentech, import zpožděný o jedno a o dvě období v tis. tunách a osevní plochy v tis. ha.

Model zahrnuje 26 období, a to od roku 1995 do roku 2020.

Teoretická východiska

Z teorie chování spotřebitele lze odvodit, že s růstem indexu cen zemědělských výrobců bude produkce zeleniny stoupat. Producenti chtějí vyrábět více s vidinou vyššího zisku. Dále při zvýšení dovozu zeleniny do ČR, tuzemská produkce zeleniny klesne, jelikož se bude více dovážet ze zahraničí. S růstem osevních ploch bude celková produkce zeleniny stoupat, jelikož producenti budou mít více prostoru, k pěstování zeleniny.

Ekonomický model

Endogenní proměnou tvoří spotřeba zeleniny. Mezi exogenní proměnné patří index cen zemědělských výrobců zpožděné o jedno, o dvě a o tři období, import zpožděný o jedno a o dvě období a osevní plochy.

Formulace ekonomického modelu:

$$y_1 = f(X_2(t-1), X_3(t-2), X_4(t-3), X_5(t-1), X_6(t-2), X_7t)$$

Zápis ekonometrického modelu

$$y_{1t} = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_{2t-1} + \gamma_3 X_{3t-2} + \gamma_4 X_{4t-3} + \gamma_5 X_{5t-1} + \gamma_6 X_{6t-2} + \gamma_7 X_{7t} + u_{1t}$$

Deklarace proměnných

Endogenní proměnná

y_1produkce zeleniny v (tis. t)

Predeterminované proměnné

x_1jednotkový vektor (JV)

$x_{2(t-1)}$index ceny zemědělských výrobců zeleniny zpožděný o jedno období (v %)

$x_{3(t-2)}$index ceny zemědělských výrobců zeleniny zpožděný o dvě období (v %)

$x_{4(t-3)}$index ceny zemědělských výrobců zeleniny zpožděný o tři období (v %)

$x_{5(t-1)}$dovoz zeleniny do ČR zpožděný o jedno období (v tis. t)

$x_{6(t-2)}$dovoz zeleniny do ČR zpožděný o dvě období (v tis. t)

Exogenní proměnná

x_{7t}osevní plochy (v tis. ha)

Stacionarita časových řad

Ověření stacionarity časových řad je provedeno dle Dickey-Fullerova testu. Byl využit test bez konstanty, test s konstantou a test s konstantou a trendem. Výsledky zobrazuje tabulka č. 27 níže. Časové řady jsou nestacionární, jelikož veškeré hodnoty (vždy alespoň u jednoho z testů) jsou vyšší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Nebyla tedy zamítnuta hypotéza H_0 na hladině významnosti 5 % ve prospěch alternativní hypotézy.

Stacionarita náhodné složky (rezidua) byla testována pomocí testu bez konstanty. Hodnota je nižší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, tzn., že reziduální složka je stacionární a v modelu se nenachází zdánlivá regrese.

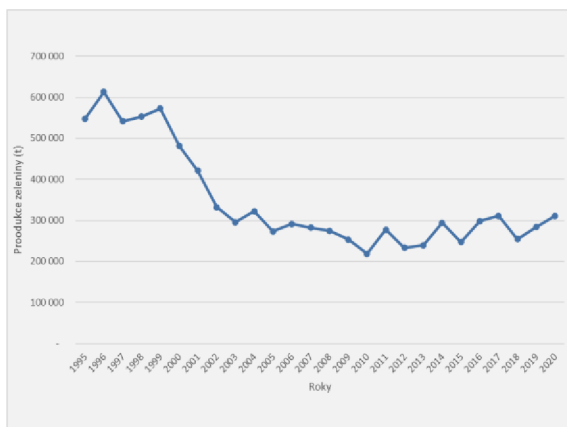
Výstupy jednotlivých testů z Gretlu lze nalézt v přílohách č. 19 až 26.

Tabulka 22: Výsledky Dickey-Fullerova testu – model produkce zeleniny

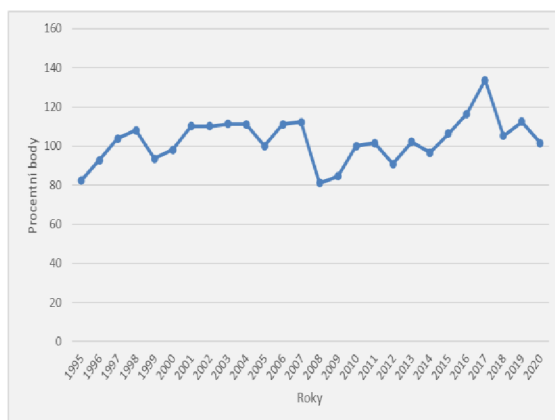
	Test bez konstanty	Test s konstantou	Test s konstantou a trendem
	p - hodnota	p - hodnota	p - hodnota
Produkce zeleniny (tis. tun)	0,07191	0,002648	0,4044
Index cen výrobců (%) t-1	0,8362	0,03389	0,2776
Index cen výrobců (%) t-2	0,8014	0,0534	0,4576
Index cen výrobců (%) t-3	0,8767	0,1205	0,7923
Import zeleniny (tis. t) t-1	0,9888	0,4798	0,98
Import zeleniny (tis. t) t-2	0,9979	0,6871	0,8616
Osevní plochy (tis. ha)	0,9954	0,9491	4,23E-94
Reziduum	5,02E-12	x	x

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

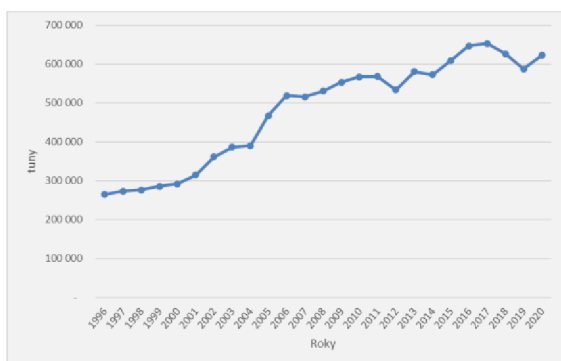
Graf 13: Produkce zeleniny v ČR



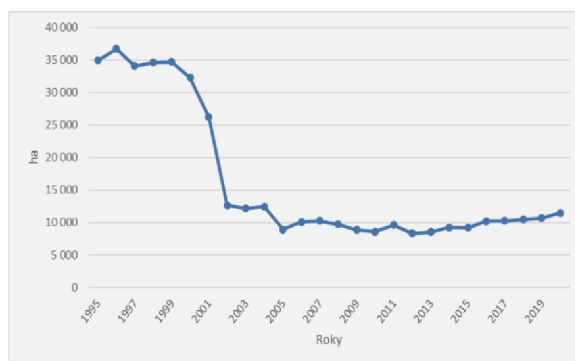
Graf 14: Index zemědělských výrobců



Graf 15: Vývoj dovozu zeleniny do ČR



Graf 16: Vývoj osevních ploch zel. v ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Deskriptivní statistika

Z tabulky č. 23 je patrné, že průměrná produkce zeleniny je 344,10 tis. tun. Minimum bylo 218,6 tis. tun a maximum 613,2 tis. tun. Dále jsou v tabulce zobrazeny minimální a maximální hodnoty indexu cen zemědělských výrobců (zpožděných časových řad o jedno, dvě a tři období), importu zeleniny (zpožděného o jedno a dvě období) a osevních ploch. U těchto všech ukazatelů jsou zobrazeny i jejich průměry a směrodatné odchylky.

Tabulka 23: Deskriptivní statistika

Proměnná	Střední hodnota	Medián	Směrodatná odchylka	Min	Max
ProdukceZel	344,10	292,90	124,00	218,60	613,20
Index_cen_vyr_1	103	103,9	11,75	81,2	133,70
Index_cen_vyr_2	102,7	103	11,83	81,2	133,70
Index_cen_vyr_3	102,50	102,10	12,09	81,20	133,70
Import_1	464,6	519	140,3	232,5	653,60
Import_2	459,50	517,40	140,90	232,50	653,60
Osevni_plochy	16,36	10,36	10,74	8,34	36,76

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Korelační matice

Vysoká multikolinearita se v modelu nenachází. Nachází se pouze mezi importem před jedním obdobím a importem před dvěma obdobími. V tomto případě to není problém, jelikož import nebude interpretován samostatně, pouze souhrnně. Importy společně působí negativně, tento kumulovaný efekt je ekonomicky správně, jelikož tuzemští producenti jsou méně konkurenceschopní než státy, které mají například lepší pěstební podmínky, případně mají dotovanou zeleninu apod. Korelační matici lze nalézt v příloze č. 12.

Odhad parametrů modelu produkce zeleniny pomocí modelu BMNČ

Níže v tabulkách jsou zobrazeny parametry odhadu běžnou metodou nejmenších čtverců pro model produkce zeleniny. Parametry jsou dále interpretovány.

Tabulka 24: Odhad parametrů – model produkce zeleniny

Parametr	Proměnná	Koeficient	Směr. chyba	P-hodnota	Významnost
γ_0	Konstanta	166,663	68,8403	0,0277	**
γ_1	Index cen zem. výrobců (t-1)	0,379	0,4406	0,4022	
γ_2	Index cen zem. výrobců (t-2)	0,611	0,4772	0,2188	
γ_3	Index cen zem. výrobců (t-3)	-0,938	0,4159	0,0385	**
γ_4	Import zeleniny (t-1)	0,439	0,1968	0,0403	**
γ_5	Import zeleniny (t-2)	-0,463	0,1743	0,0172	**
γ_6	Osevní plochy	10,56	0,8314	8,99E-10	***

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Tabulka 25: Statistické ukazatele – model produkce zeleniny

Koeficient determinace	0,967
F (6, 16)	77,49
P-hodnota (F testu)	6,36E-11
Akaikovo kritérium	210,93
Schwarzovo kritérium	218,87
Hannan-Quinnovo kritérium	212,91
Durbin-Watsonova statistika	2,8406

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Z modelu je zřejmé, že z vybraných proměnných je statisticky významná konstanta na 5% hladině významnosti spolu s parametry index cen zem. výrobců zpožděný o tři období a import zpožděný o jedno a o dvě období. Na 1% hladině významnosti je významný parametr osevní plochy. Tento model je níže okomentován a dále využit k interpretaci. Výstup z Gretlu lze nalézt v příloze č. 13.

Ekonomická verifikace

Kumulovaně lze říct, že zvýšení cen v předchozím roce, zvýší produkci běžného roku. Tento jev je v souladu s ekonomickou teorií. Před dvěma lety je efekt ještě silnější, tudíž dohromady ceny před dvěma obdobími způsobí nárůst v produkci zeleniny o 0,99 tis. tun. Tento jev se zneguje v případě zpoždění o tři roky. Hraje zde roli nabídka a poptávka, takže jestliže jsou ceny vysoké, spotřebitelé sníží svou spotřebu a producenti musí zareagovat snížením cen. Pokud se sečtou dohromady ceny za tři období, efekt je pozitivní. Je tedy možné zachytit efekt pavučinového teorému, kde v souladu s ekonomickou teorií je

pozitivní vliv zpožděných cen o jedno, dokonce i o dvě období, ale pokud je spočítán kumulovaný efekt, index cen působí pozitivně.

Z vlivu importu před jedním rokem je zřejmé, že tuzemští producenti zeleniny nedokážou konkurovat levnějším dovozům. V případě importu zpožděného o dva roky se začne produkce snižovat, konkrétně o 0,463 tisíc tun. V případě součtu obou importů dochází k nepatrnému snížení produkce zeleniny, konkrétně o 0,024 tisíc tun. Tento jev je v pořádku a je vysvětlen tím, že producenti nejsou schopni tak rychle zareagovat na zvyšující se import. Dlouhodobě ovšem import působí negativně.

V případě, že se osevňovací plochy zvýší o tisíc ha, tak se produkce zeleniny zvýší o 10,56 tisíc tun, za podmínek *ceteris paribus*. Jestliže by se rozšířily osevňovací plochy, producenti by produkovali větší množství zeleniny, jelikož by měli větší prostory pro pěstování.

Statistická verifikace

Dle statistické verifikace je zřejmé, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ jsou statisticky významné na 5 % parametry proměnných konstanta (jednotkový vektor), index cen zemědělských výrobců zpožděný o tři období a import zpožděný o jedno i o dvě období. Na hladině významnosti 1 % je statistický významný parametr osevňovací plochy.

Koeficient determinace nám říká, z kolika procent jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných. V modelu produkce zeleniny je koeficient determinace 97 %. Změny v produkci zeleniny jsou tedy z 97 % vysvětlovány změnami nezávisle proměnných.

Výsledek F-testu je nižší, než hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Hodnota tedy potvrzuje, že model je jako celek významný.

Ekonometrická verifikace

V ekonometrické analýze bylo testováno, zda jsou složky normálně rozdělené a pomocí Breusch-Paganova testu, zda je v modelu přítomna heteroskedasticita. Dále byla testována autokorelace reziduí 1. řádu. Ekonometrická analýza splňuje veškeré specifikační předpoklady, které byly deklarovány v metodické části. Jednotlivé výstupy z programu Gretl lze nalézt v příloze č. 9, 10 a 11.

Strukturální analýza

Aplikace ekonometrického modelu – produkce zeleniny

Aplikace modelu produkce zeleniny bude provedena pomocí koeficientů pružnosti. Koeficienty pružnosti vyjadřují působení vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou v procentech.

Tabulka 26: Průměrné koeficienty pružnosti – model produkce zeleniny

Koeficient pružnosti	
x_2 - index cen zem. výrobců _(t-1)	0,0824
x_3 - index cen zem. výrobců _(t-2)	0,1324
x_4 - index cen zem. výrobců _(t-3)	-0,2029
x_5 - import zeleniny _(t-1)	0,4304
x_6 - import zeleniny _(t-2)	-0,4490
x_7 - osevní plochy	0,3646

Zdroj: vlastní zpracování dle Gretl

Interpretace koeficientů pružnosti

Z tabulky č. 26 je zřejmé, že největší vliv na produkci zeleniny mají osevní plochy. Nárůst osevních ploch o 1 % způsobí 0,36% nárůst produkce zeleniny.

Dále mají na produkci menší vliv importy. V případě, že import před rokem vzroste o 1 %, produkce zeleniny se zvýší o 0,43 %. V případě, že vzroste import před dvěma lety o 1 %, tak se sníží produkce zeleniny o 0,45 %. V kumulativním efektu působí import nepatrně negativně.

Nejméně má na produkci vliv index cen zemědělských výrobců. V součtu za všechny tři roky pružnost činí 0,012 %. Znamená to, že 1% nárůst cen výrobců způsobí 0,012% nárůst v produkci zeleniny. Jde opět o to, že v prvních dvou obdobích producenti stále zdražují, ale od třetího období jsou nuceni snižovat ceny, jelikož spotřebitelé v důsledku vyšších cen snížili svou poptávku. Je to patrné, jelikož index cen se za posledních 26 let změnil jen nepatrně. Tuto slabou dynamiku zobrazuje graf č. 14 výše.

5 Závěr

Cílem diplomové práce bylo určit významné determinanty působící na spotřebu a produkci zeleniny. Analýza byla provedena pomocí jednorovnicových ekonometrických modelů, které společně tvořily soustavu prostého modelu. Dále byla zkoumána hladina nasycenosti v modelu spotřeby zeleniny pomocí Tornquistovy funkce.

V praktické části diplomové práce byl z počátku každý z modelů deklarován spolu s jeho teoretickými východisky. Následně byly zjištěny jednotlivé parametry pomocí běžné metody nejmenších čtverců a okomentovány proměnné spolu s ověřením významnosti ekonomicky, statisticky a ekonometricky.

Nejdříve byly pomocí jednoduchých spotřebních funkcí porovnány nejvíce spotřebovávané druhy zeleniny. Jedná se o rajčata, cibuli, okurky, zelí a mrkev. U těchto druhů byly v první řadě spočítány průměrné koeficienty růstu a následně koeficienty pružnosti. Dle průměrných koeficientů růstu je zřejmé, že spotřeba poklesla u cibule o 0,04 %, u hlávkového zelí o 0,1 % a nejvíce u mrkve, a to o 0,6 %. Naopak co se týče okurek a rajčat, tam se spotřeba zvýšila, a to konkrétně o 1,6 % u okurek a 1,5 % u rajčat. Dle pružností lze usoudit, že cibule, mrkev a zelí jsou považovány za základní statky, jelikož v případě růstu příjmu, spotřeba těchto tři komponent klesá. Cena těchto statků se pohybuje okolo 10 až 20 Kč za kilogram, kdežto cena např. paprik, okurek a rajčat se pohybuje v rozmezí 40 až 50 Kč za kilogram, což je téměř třikrát více. Co se týče rajčat a okurek, v případě růstu příjmu, spotřeba těchto surovin stoupá, a naopak pokud se zvýší cena těchto statků, spotřebitelé reagují tím, že je méně kupují. Co se týče rajčat, v případě, že příjem vzroste o 1 %, jejich spotřeba vzroste o 12,39 % a naopak pokud by cena rajčat vzrostla o 1 %, jejich spotřeba by klesla o 16,02 %. V případě okurek jsou hodnoty nižší. Jestliže dojde k 1% nárůstu příjmu, jejich spotřeba vzroste o 0,261 % a v případě 1% růstu ceny okurek by jejich spotřeba klesla o 0,53 %.

Dále byly pomocí běžné metody nejmenších čtverců spočítány dva modely: model spotřeby zeleniny a model produkce zeleniny.

V modelu spotřeby zeleniny byla jako endogenní proměnná deklarována spotřeba zeleniny a jako exogenní v první fázi byly: index spotřebitelských cen, import, export a čistý disponibilní příjem obyvatele. Predeterminovanou proměnnou byla spotřeba zeleniny zpožděná o jeden rok. Po veškerých úpravách a modelacích, kdy se jevila jako významná proměnná pouze index spotřebitelských cen, byl model upraven a ponechána byla pouze

tato proměnná s čistým disponibilním příjmem, který se sice z ekonometrického hlediska nejevil jako významný, ale z ekonomického hlediska byl důležitý, a proto byl v modelu ponechán (bylo zjištěno, že se mezi importem a příjmem nacházela multikolinearita a zároveň se import nejevil jako významný). Z modelu byl odebrán spolu s predeterminovanou proměnnou, která parametry pouze zhoršovala. Vyzkoušeny byly mnohé varianty výpočtu modelu, včetně modelace simultánního modelu pomocí dvoustupňové metody nejmenších čtverců. Žádná z těchto variant se nejevila jako významná. Z tohoto lze tedy soudit, že spotřeba zeleniny je velmi specifická a je závislá pouze na své ceně.

Z modelu bylo zjištěno, že jestliže se zvýší index spotřebitelských cen zeleniny o 1 procentní bod, tak se spotřeba zeleniny zvýší o 0,125 kg/os./rok, za podmínek ceteris paribus. Zelenina je považována za nezbytný statek, a proto i přes zvýšení ceny ji lidé stále kupují. Pružnost v odhadovaném modelu je 0,13 %. Jestliže se zvýší index spotřebitelských cen zeleniny o 1 %, zvýší se spotřeba zeleniny o 0,13 %, za podmínek. Příjmová pružnost v odhadovaném modelu je velmi nízká. Při nárůstu čistého disponibilního důchodu se dá předpokládat, že se zvýší i spotřeba zeleniny. Z výsledků elasticit plyne, že největší vliv na spotřebu zeleniny mají ceny a následně až příjem (v souladu s ostatními faktory příjem působí minimálně).

Pomocí Tornquistových funkcí, kde byla vypočítána hladina nasycenosti výdajů za zeleninu v porovnání za rok 2013, 2016 a 2020 je zřejmé, že hladina nasycenosti vždy rapidně převyšuje to, kolik spotřebitelé za zeleninu v jednotlivých letech reálně zaplatí. Například v roce 2013 byla hladina nasycenosti 4 868 Kč, tzn., že spotřebitelé by byli ochotni zaplatit až 4 868 Kč za zeleninu, ale za rok 2013 zaplatili průměrně 1 961 Kč, což je téměř 2,5x méně. V roce 2016 by byli spotřebitelé ochotni zaplatit 4 862 Kč, ale zaplatili dvakrát méně, a to průměrně 2 228 Kč. V roce 2020 byla hladina nasycenosti 4 937 Kč, ale spotřebitelé zaplatili za zeleninu průměrně 3 059 Kč. Je patrné, že od roku 2013 se trend zvýšil a spotřebitelé platí každým rokem za zeleninu reálně více, ovšem hladina nasycenosti je také stále vyšší. V roce 2020 byla hladina nasycenosti stále téměř o tisíc korun vyšší, než spotřebitelé reálně zaplatili, tedy hladiny nasycenosti bylo pouze z 62 %. Nejnižší příjmová skupina měla v roce 2020 spotřební vydání za zeleninu 2 369 Kč na osobu. V tomto případě by mohla spotřebovat zeleninu o 2 568 Kč více, aby dosáhla spotřeby 4 937 Kč. Hladiny nasycenosti je tak dosaženo z cca 48 %. U poslední příjmové skupiny činilo za rok 2020 spotřební vydání 3 861 Kč, hladiny nasycenosti bylo dosaženo

tedy ze 78 %. Pozitivní efekt lze následně vidět ve stále se snižující příjmové pružnosti, která říká, že by spotřebitel sice rozšířil spotřebu zeleniny, ale stále méně, jelikož jeho příjem na to bez problému stačí. Některé druhy zeleniny jsou považovány za základní statek, proto jejich spotřeba nezávisí na příjmu spotřebitele. Veškeré tyto statky se porovnávají v rámci zeleninového koše dohromady, a tak příjmová pružnost stále klesá.

Spotřeba zeleniny je vždy uvedena včetně samopěstitelství. Tudíž jestliže se zvýší spotřeba, nemusí to znamenat navýšení kupované zeleniny v obchodech a potažmo podporu tuzemských producentů. Spotřeba může být tažena samopěstitelstvím, a proto nereaguje ani na ceny ani na příjem. Pěstování zeleniny pro vlastní spotřebu je obecně rozšířeno především na vesnicích a v okolí malých měst. V případě větších měst tuto poprávku pokrývají obchodní řetězce či farmářské trhy. Pro vlastní spotřebu je ročně určeno více než 10 % celkového objemu vypěstované zeleniny. Čerstvou zeleninu produkuje samozásobitelsky asi 240 tisíc domácností s průměrnou pěstební plochou okolo 50 m². Tato plocha představuje celkovou plochu cca 1 200 ha. Dalším důvodem, proč lidé nekonzumují tolik zeleniny, může být zvyklost na tradiční českou kuchyni. Tradiční česká kuchyně je typická tím, že zeleninu do pokrmů používá v upravené formě (syrová zelenina se v pokrmech nachází jen zřídka, oproti francouzské či italské kuchyni). Jelikož je zelenina považována za základní statek a pro spotřebitele je nezbytná, i přes zvýšení ceny ji stále kupuje (například cibuli, mrkev či zelí). Dále se tato zelenina nedá lehce nahradit jiným substitutem. Naopak při růstu cen u dražší zeleniny, spotřebitelé reagují snížením spotřeby (např. u rajčat, paprik nebo okurek).

Dále byl využit model s endogenní proměnnou produkce zeleniny. Exogenní proměnná byly osevňovací plochy. Mezi předeterminované proměnné se řadil index cen zemědělských výrobců zpožděný o jeden, dva a o tři roky a import zpožděný o jeden a o dva roky. V případě použití cen a importu běžného roku, nebyly tyto parametry významné. Zvýšení cen v předchozím roce zvýší produkci běžného roku, před dvěma lety je efekt ještě silnější, tudíž dohromady ceny před dvěma lety způsobí nárůst v produkci zeleniny o 0,99 tisíc tun. Tento jev se obrátí v případě zpoždění o tři roky. Hraje zde roli nabídka a poptávka, tudíž jestliže jsou ceny vysoké, spotřebitel sníží svou spotřebu a producenti musí zareagovat snížením cen. Pokud se sečtou dohromady ceny za tři roky, efekt je pozitivní. Je tedy možné zachytit efekt pavučinového teorému, kde v souladu s ekonomickou teorií je pozitivní vliv zpožděných cen o jeden, dokonce i o dva roky, ale pokud je spočítán kumulovaný efekt, index cen působí pozitivně. Z vlivu importu před jedním rokem je

zřejmé, že tuzemští producenti zeleniny nedokážou konkurovat levnějším dovozům. V případě importu zpožděného o dva roky se začne produkce snižovat, konkrétně o 0,463 tisíc tun. V případě součtu obou importů dochází k nepatrnému snížení produkce zeleniny, konkrétně o 0,024 tisíc tun. Tento jev je v pořádku a je vysvětlen tím, že producenti nejsou schopni tak rychle zareagovat na zvyšující se import. V prvním roce produkce stoupá, ale v dalších letech už klesá, jelikož producenti nedokážou zareagovat okamžitě – nemohou jít dlouhodobě pod své náklady (typické je např. snížení produkce českého česneku).

V případě, že se osevní plochy zvýší o tisíc ha, tak se produkce zeleniny zvýší o 10,56 tisíc tun, za podmínek ceteris paribus. Jestliže by se rozšířily osevní plochy, producenti by produkovali větší množství zeleniny, jelikož by měli větší pěstební plochy.

Největší vliv na produkci zeleniny mají osevní plochy. Nárůst osevních ploch o 1 % způsobí 0,36% nárůst produkce zeleniny. Dále mají na produkci menší vliv importy. V případě, že import před rokem vzroste o 1 %, produkce zeleniny se zvýší o 0,43 %. V případě, že vzroste import před dvěma lety o 1 %, tak se sníží produkce zeleniny o 0,45 %. V kumulativním efektu působí import nepatrně negativně. Nepatrný vliv na produkci má index cen zemědělských výrobců. V součtu za všechny tři roky pružnost činí 0,012 %. Znamená to, že 1% nárůst cen výrobců způsobí 0,012% nárůst v produkci zeleniny. Producenti v prvních dvou letech stále zdražují, ale od třetího roku jsou nuceni snižovat ceny, jelikož spotřebitelé v důsledku vyšších cen snížili svou poptávku. Je to patrné, jelikož index cen se za posledních 26 let změnil jen nepatrně a jeho dynamika je nízká.

Ze zjištěných informací vyplývá, že by se měl klást větší důraz na zdravý životní styl, aby spotřebitelé začali kupovat méně polotovarů, cukrovin, cigaret a alkoholu. Naopak apelovat na koupi většího množství zeleniny a dodržování zdravého životního stylu. Dále je potřeba se naučit připravovat zeleninu tak, aby byla chutná a lidé ji s chutí více konzumovali (inspirovat se např. v jiných evropských kuchyních, kde je zelenina nezbytnou součástí drtivé většiny jídel).

6 Seznam použitých zdrojů

Celostní medicína. 2010. *Léčivé účinky zeleniny a ovoce.* [Online] Copyright, 20. 12 2010. [Citace: 10. 06 2021.] <https://www.celostnimediceina.cz/lecive-ucinky-zeleniny-a-ovoce.htm>.

Český statistický úřad. 2020. *Databáze zahraničního obchodu v přeshraničním pojetí.* apl.czso.cz. [Online] © Český statistický úřad, 2020. [Citace: 13. 06 2021.] <http://apl.czso.cz/pll/stazo/STAZO.STAZO>.

Český statistický úřad. 2020. *Mikroekonomické faktory působící na zahraniční obchod se zbožím.* czso.cz. [Online] 2020. [Citace: 13. 06 2021.] <https://www.czso.cz/documents/10180/20533828/118613a02.pdf/147f58a7-71b4-4155-b68d-8e4c1c19a222?version=1.0>.

ČSÚ. 2021. *Průměrné spotřebitelské ceny potravin.* vdb.czso.cz. [Online] 13. 06 2021. [Citace: 13. 06 2021.] https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt&katalog=31779&z=T&f=TABULKA&pvo=CEN11B&evo=v1008_!_CEN11B-2021_1.

ČSÚ. 2019. *Spotřeba potravin - 2019.* czso.cz. [Online] 2019. [Citace: 10. 06 2021.] <https://www.czso.cz/documents/10180/122733916/2701392001.pdf/6a6c85ce-5334-409b-93e1-fab400fc542e?version=1.3>.

ČSÚ. 2020. *Spotřeba potravin byla nejvyšší od vzniku Česka.* czso.cz. [Online] ČSÚ, 01. 12 2020. [Citace: 10. 06 2021.] <https://www.czso.cz/csu/czso/spotreba-potravin-byla-nejvyssi-od-vzniku-ceska>.

ČSÚ. 2013. *Spotřeba potravin klesá.* czso.cz. [Online] 2013. [Citace: 10. 06 2021.] https://www.czso.cz/csu/czso/spotreba_potravin_klesa_20131205.

ČSÚ. 2021. *Vývoj osevních ploch zemědělských plodin k 31.5.* vdb.czso.cz. [Online] 2021. [Citace: 10. 06 2021.] <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=ZEM02C&z=T&f=TABULKA&skupId=346&katalog=30840&pvo=ZEM02C>.

ČSÚ. 2021. *Zemědělství - časové řady.* czso.cz. [Online] 31. 05 2021. [Citace: 13. 06 2021.] https://www.czso.cz/csu/czso/zem_cr.

ČSÚ. 2014. *Statistika rodinných účtu (SRÚ). Vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů - 2013.* [Online] 14. 07 2017. [Citace: 05. 01 2022.]

ČSÚ. 2017. *Statistika rodinných účtu (SRÚ). Vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů - 2016.* [Online] 14. 07 2017. [Citace: 05. 01 2022.]

ČSÚ. 2021. *Statistika rodinných účtu (SRÚ). Vydání a spotřeba domácností statistiky rodinných účtů - 2020.* [Online] 14. 07 2017. [Citace: 05. 01 2022.]

Hotzký, Jiří. 2018. *Jsou rostliny k jídlu? Jak se zdravě stravovat vyhnout se potížím nejen při rostlinné stravě.* Praha : ARSCI, 2018. ISBN: 978-80-7420-054-0.

Lužný, J. a Petříková K. 2005. *Pohled do historie a tradic pěstování a šlechtění zeleniny IV.* Praha : č. 12, 2005. ISSN: 1213-7596.

Jarolímková, Stanislava. 2004. *Co, kdy a proč jíst, nejíst.* Praha : Chvojtkovo nakladatelství, 2004. str. 134. ISBN: 80-86183-49-1.

Kopec, Karel. 2010. *Zelenina ve výživě člověka.* Praha : Grada, 2010. str. 168. ISBN: 978-80-247-2845-2.

Petříková, Kristýna a Hlušek, Jaroslav. 2012. *Zelenina.* Praha : Profi Press, 2012. str. 194. ISBN: 9788086726502.

Powell L.M., Auld M.C., Chaloupka F.J., O'Malley P. M. and Johnston L. D. 2006. *Acces to Fast Food and Food Prices: Relationship with Fruit and Vegetable Consumption and Overweight among Adolescents.* 01. 01 2006.

Mareček, František. 2001. *Zahradnický slovník naučný.* Praha : Ústav zemědělských a potravinářských informací, 2001. str. 643. ISBN: 80-7271-075-3.

Ministerstvo zemědělství. 2002. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2002.* eagri.cz. [Online] 2002. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2770/svz_zelenina_2002_12.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2003. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2003.* eagri.cz. [Online] 2003. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2774/svz_ZELENINA_12_03.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2004. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2004.* eagri.cz. [Online] 2004. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2772/svz_zel_12_04.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2005. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2005.* eagri.cz. [Online] 2005. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2776/SVZ_zelenina_2005.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2006. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2006.* eagri.cz. [Online] 2006. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/36229/SVZ_zelenina_12_2006.pdf. ISBN: 80-7084-523-6.

Ministerstvo zemědělství. 2007. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2007.* eagri.cz. [Online] 2007. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2780/ZELENINA_2007.pdf. ISBN: 978-80-7084-604-9.

Ministerstvo zemědělství. 2008. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2008.* eagri.cz. [Online] 2008. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/2778/Zelenina_12_2008.pdf. ISBN: 978-80-7084-706-0.

Ministerstvo zemědělství. 2009. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2009.* eagri.cz. [Online] 2009. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/36681/ZELENINA_12_2009.pdf. ISBN: 978-80-7084-802-9.

Ministerstvo zemědělství. 2010. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2010.* eagri.cz. [Online] 2010. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/93826/ZELENINA_12_2010.pdf. ISBN 978-80-7084-911-8.

Ministerstvo zemědělství. 2011. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2011.* eagri.cz. [Online] 2011. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/139292/ZELENINA_12_2011.pdf. ISBN: 978-80-7084-988-0.

Ministerstvo zemědělství. 2012. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2012.* eagri.cz. [Online] 2012. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/182699/SVZ_zel_2012.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2013. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2013.* eagri.cz. [Online] 2013. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/277516/SVZ_Zelenina_2013.pdf. ISBN: 978-80-7434-130-4.

Ministerstvo zemědělství. 2014. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2014.* eagri.cz. [Online] 2014. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/357515/SVZ_Zelenina_2014.pdf. ISBN: 978-80-7434-187-8.

Ministerstvo zemědělství. 2015. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2015.* eagri.cz. [Online] 2015. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/437276/SVZ_Zelenina_12_2015.pdf. ISBN: 978-80-7434-260-8.

Ministerstvo zemědělství. 2016. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2016.* eagri.cz. [Online] 2016. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/528198/SVZ_Zelenina_12_2016.pdf. ISBN: 978-80-7434-258-5.

Ministerstvo zemědělství. 2017. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2017.* eagri.cz. [Online] 2017. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/573083/SVZ_Zelenina_12_2017.pdf. ISBN: 978-80-7434-406-0.

Ministerstvo zemědělství. 2018. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2018.* eagri.cz. [Online] 2018. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/613279/SVZ_Zelenina_12_2018.pdf. ISBN: 978-80-7434-474-9.

Ministerstvo zemědělství. 2019. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2019.* eagri.cz. [Online] 2019. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/644345/SVZ_Zelenina_12_2019.pdf. ISBN: 978-80-7434-257-2.

Ministerstvo zemědělství. 2020. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2020.* eagri.cz. [Online] 2020. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/666704/SVZ_Zelenina_12_2020.pdf. ISBN: 978-80-7434-577-7.

Ministerstvo zemědělství. 2021. *Situační a výhledová zpráva Zelenina, 2021.* eagri.cz. [Online] 2020. [Citace: 10. 06 2021.] https://eagri.cz/public/web/file/692977/Zelenina_2021_web.pdf. ISBN: 978-80-7434-630-9.

Ministerstvo zemědělství. 2018. *Zpráva o stavu zemědělství ČR za rok 2018: "ZELENÁ ZPRÁVA".* eagri.cz. [Online] 2018. [Citace: 10. 06 2021.] http://eagri.cz/public/web/file/648258/Zelena_zprava_2018.pdf.

Ministerstvo zemědělství. 2019. *Zpráva o stavu zemědělství ČR za rok 2019 "ZELENÁ ZPRÁVA".* eagri.cz. [Online] 2019. [Citace: 13. 06 2020.] http://eagri.cz/public/web/file/675582/Zelena_zprava_2019.pdf.

Oberbeil, Klaus. 2014. *Ovoce a zelenina jako lék.* Praha : Fortuna Libri, 2014. str. 292. ISBN: 978-80-7321-906-2.

PAPU. 2019. *Zelenina.* papu.ssss.cz. [Online] 2019. [Citace: 10. 06 2021.] <http://papu.ssss.cz/w/kp/p/pv/1/zelenina.htm>.

Adamcová, Pavla, Nevyhoštěný, Jan a Chripák, Denis, pab. 2021. *Soběstačné Česko? Možná před 400 lety. Datový přehled ukazuje, co sníme i co vyvezeme.* *zpravy.aktualne.cz.* [Online] Atlas.cz 1999 – 2021 © Economia, a.s, 20. 01 2021. [Citace: 10. 06 2021.] <https://zpravy.aktualne.cz/finance/nakupovani/potravinova-sobestacnost/r~a080f45caeed11eaa25cac1f6b220ee8/>.

Pekárková, Eva. 2014. *Zelenina: její pěstování a význam v ilustracích Zdenky Krejčové.* Praha : Aventinum, 2014. ISBN: 978-80-7442-037-5.

Prima living. 2020. *Ovoce, nebo zelenina?* living.iprima.cz. [Online] zidkovm, 14. 01 2020. [Citace: 13. 06 2020.] <https://living.iprima.cz/zahrada/je-rajce-ovoce-nebo-zelenina>.

Ronda-Perez E., Campos-Mora J., de Juan A., Gea T., Reid A., Caballero P. 2020. Differences in the prevalence of fruit and vegetable consumption in spanish workers. [editor] MDPI AG. *Scopus.* 12 2020.

SENEB. 2020. *Co je IPZ zelenina a proč je lepší než běžná?* *svetbedynek.cz.* [Online] Copyright. [Citace: 10. 06 2021.] <https://www.svetbedynek.cz/blog/co-je-ipz-zelenina-a-proc-je-lepsi-nez-bezna>.

Zhang D., Feng Y., Li N., Sun X. 2021. *Fruit and vegetable consumptions in relation to frequent mental distress in breast cancer survivors.* Supportive Care in Cancer. 29(1), 2021, Sv. 193-201, doi: 10.1007/s00520-020-05451-8.

ZUČM - ZELINÁŘSKÁ UNIE ČECH A MORAVY. 2020. *O zelenině.* zucm.cz. [Online] Copyright, 2020. [Citace: 10. 06 2020.] <https://zucm.cz/unie/o-zelenine>.

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

Hušek, Roman. 2007. *Ekonometrická analýza.* Praha : Oeconomika VŠE, 2007. ISBN 9788024513003.

Hušek, Roman. 1995. *Základy ekonometrické analýzy.* Praha : VŠE, 1995. ISBN 8070791020.

Hindls, R., Fisher J., Hronová, S., Seger, J. 2007. *Statistika pro ekonomy.* 8. vydání. Praha : Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.

Krkošková, Šárka, Ráčková, Adéla a Zouhar, Jan. 2010. *Základy ekonometrie v příkladech.* 2., přeprac. vyd. Praha : Oeconomica, 2010. ISBN 978-80-245-1708-7.

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

7 Seznam tabulek, grafů, zkratk a příloh

7.1 Seznam tabulek

Tabulka 1: Počet pěstitelů v IPZ v letech	33
Tabulka 2: Průměrný hektarový výnos (ha/t) od roku 1995 – 2019	35
Tabulka 3: Vývoj roční spotřeby zeleniny v hodnotě čerstvé na obyvatele v ČR v kg.....	41
Tabulka 4: Průměrné roční spotřebitelské ceny vybraných druhů zeleniny v ČR (Kč/kg) .	43
Tabulka 5: Průměrný koeficient růstu vybraných druhů zeleniny	48
Tabulka 6: Odhad parametrů vybraných druhů zeleniny	49
Tabulka 7: Průměrné koeficienty pružnosti jednotlivých druhů zeleniny	50
Tabulka 10: Saldo zahraničního obchodu ČR s čerstvou zeleninou; průměrný koeficient růstu	53
Tabulka 13: Výsledky Dickey-Fullerova testu – model spotřeby zeleniny	57
Tabulka 14: Deskriptivní statistika	59
Tabulka 15: Korelační matice – model spotřeby zeleniny	59
Tabulka 16: Odhad parametrů modelu – model spotřeby zeleniny	60
Tabulka 17: Statistické ukazatele – model spotřeby zeleniny	60
Tabulka 18: Odhad parametrů – model spotřeby zeleniny bez importu.....	61
Tabulka 19: Statistické ukazatele – model spotřeby zeleniny bez importu	62
Tabulka 25: Průměrné koeficienty pružnosti – model spotřeby zeleniny	63
Tabulka 20: Příjmy a výdaje domácností dle kvintilů	64
Tabulka 21: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2013 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny	65
Tabulka 22: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2016 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny	65
Tabulka 23: Odhad parametrů Engelovy funkce za rok 2020 (spotřební vydání za zeleninu) – model spotřeby zeleniny	66
Tabulka 24: Koeficienty pružnosti – Tornquistova funkce	67
Tabulka 27: Výsledky Dickey-Fullerova testu – model produkce zeleniny	69
Tabulka 28: Deskriptivní statistika	70

Tabulka 29: Odhad parametrů – model produkce zeleniny	71
Tabulka 30: Statistické ukazatele – model produkce zeleniny	71
Tabulka 31: Průměrné koeficienty pružnosti – model produkce zeleniny.....	73

7.2 Seznam grafů

Graf 1: Vývoj osevních ploch od roku 1995 do 2020.....	34
Graf 2: Celková produkce zeleniny v ČR od roku 1995 – 2020.....	45
Graf 3: Spotřeba zeleniny v ČR v hodnotě čerstvé (kg/osoba/rok)	47
Graf 4: Spotřeba vybraných druhů zeleniny v hodnotě čerstvé na obyvatele v ČR	48
Graf 5: Vývoj dovozu čerstvé zeleniny do České republiky	51
Graf 6: Vývoj vývozu čerstvé zeleniny z České republiky.....	52
Graf 7: Bazický index spotřebitelských cen zeleniny	54
Graf 8: Index cen zemědělských výrobců.....	55
Graf 9: Spotřeba zeleniny, Graf 10: Index spotřebitelských cen	58
Graf 11: Dovoz zeleniny do ČR, Graf 12: Příjem obyvatele v ČR.....	58
Graf 13: Produkce zeleniny v ČR, Graf 14: Index zemědělských výrobců.....	69
Graf 15: Vývoj dovozu zeleniny do ČR, Graf 16: Vývoj osevních ploch zel. v ČR.....	69

7.3 Seznam použitých zkratk

LPO – listina povolených odrůd

ZUČM – zemědělská unie Čech a Moravy

LDL cholesterol - low density lipoprotein cholesterol

IPZ – integrovaná produkce zeleniny

ČSÚ – Český statistický úřad

SZIF – Státní zemědělský intervenční fond

TQ fce – Tornquistovy funkce

SRÚ – statistika rodinných účtů

BMNČ – běžná metoda nejmenších čtverců
 DMNČ – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
 ADG test - Augmented Dickey Fuller Test
 MJ – měrná jednotka
 LRM – lineárně regresní model

7.4 Seznam příloh

Příloha 1: Celková produkce zeleniny v ČR a průměrný koeficient růstu	87
Příloha 2: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. Polsko	88
Příloha 3: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. Rakousko	88
Příloha 4: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. SK	89
Příloha 5: Bazický index spotřebitelských cen zeleniny, spotřeba zeleniny, průměrné koeficienty růstu	89
Příloha 6: Jarque-Bera test normality reziduí – model spotřeby zeleniny	90
Příloha 7: Heteroskedasticita - model spotřeby zeleniny	90
Příloha 8: Breusch-Godfreyův test autokorelace - model spotřeby zeleniny	90
Příloha 9: Jarque-Bera test normality reziduí – model produkce zeleniny	91
Příloha 10: Heteroskedasticita - model produkce zeleniny	91
Příloha 11: Breusch-Godfreyův test autokorelace - model produkce zeleniny	91
Příloha 12: Korelační matice - model produkce zeleniny	92
Příloha 13: BNMČ – model produkce zeleniny	92
Příloha 14: D-F test stacionarity - Spotřeba zeleniny – model spotřeba zeleniny	93
Příloha 15: D-F test stacionarity - Index spotřebitelských cen zeleniny – model spotřeba zeleniny	93
Příloha 16: D-F test stacionarity - Import zeleniny – model spotřeba zeleniny	94
Příloha 17: D-F test stacionarity - Disponibilní důchod na obyvatele – model spotřeba zeleniny	94
Příloha 18: D-F test stacionarity - Spotřeba zeleniny zpožděná o jedno období – model spotřeba zeleniny	95
Příloha 19: D-F test stacionarity – produkce zeleniny – model produkce zeleniny	95

Příloha 20: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-1) – model produkce zeleniny	96
Příloha 21: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-2) – model produkce zeleniny	96
Příloha 22: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-3) – model produkce zeleniny	97
Příloha 23: D-F test stacionarity – import zeleniny (t-1) – model produkce zeleniny.....	97
Příloha 24: D-F test stacionarity – import zeleniny (t-2) – model produkce zeleniny.....	98
Příloha 25: D-F test stacionarity – osevní plochy – model produkce zeleniny.....	98
Příloha 26: D-F test stacionarity – reziduum – model produkce zeleniny.....	99
Příloha 27: BMNČ - cibule	99
Příloha 28: BMNČ - okurky.....	99
Příloha 29: BMNČ - rajčata	100
Příloha 30: BMNČ - zelí	100
Příloha 31: BMNČ - mrkev.....	100
Příloha 32: Dovozy čerstvé zeleniny z ČR v tunách; průměrný koeficient růstu.....	101
Příloha 33: Vývozy čerstvé zeleniny z ČR v tunách; průměrný koeficient růstu.....	101
Příloha 34: Podkladová data – model spotřeby zeleniny	102
Příloha 35: Podkladová data – produkce zeleniny	103
Příloha 36: Spotřební vydání v závislosti na příjmu, test heteroskedasticity – 2013, 2016 a 2020.....	104

8 Přílohy

Příloha 1: Celková produkce zeleniny v ČR a průměrný koeficient růstu

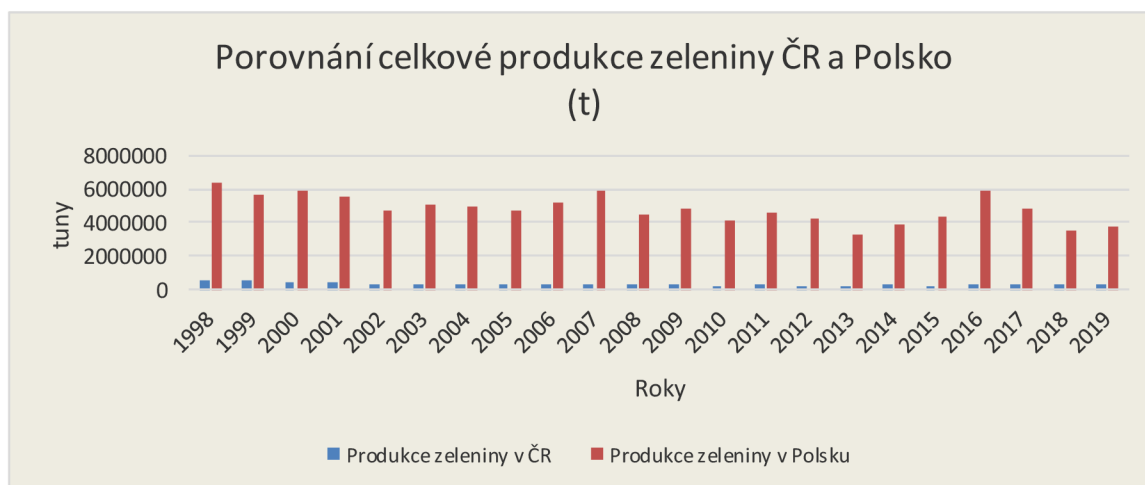
Zelenina	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
Brokolice	-	-	-	-	-	800	600	491	646	378	594	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Celer	19 854	21 648	19 949	20 745	21 822	18 242	12 768	7 190	10 382	12 002	8 845	10 588	11 364	10 390	11 414	10 223	9 410	6 997	11 172	11 619	9 937	13 917	14 068	10 693	14 915	18 447	
Cibule	94 444	100 409	83 085	88 172	99 145	76 402	84 086	63 177	43 796	77 146	61 181	45 387	40 424	52 372	48 325	43 248	54 311	40 018	40 309	46 238	33 220	51 049	48 823	43 409	51 197	59 939	
Česnek	8 159	8 285	8 177	7 700	7 679	7 111	5 405	2 239	953	1 927	1 712	2 079	2 038	1 759	1 590	1 457	1 530	1 272	1 792	1 856	1 629	1 769	2 242	2 624	2 393	2 618	
Fazolové lusky	1 400	1 225	1 400	1 800	1 250	850	2 062	2 784	616	370	180	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Hrách dřeňový	8 426	9 077	7 573	8 409	9 462	7 105	9 800	7 510	4 224	6 648	5 637	6 759	5 857	6 201	4 742	4 130	4 588	3 590	4 367	6 319	4 750	5 120	5 452	3 629	3 680	5 458	
Kapusta	22 626	21 639	21 149	19 871	18 489	15 211	11 656	6 544	6 552	7 334	5 749	4 327	4 242	4 048	3 930	2 994	4 043	2 906	2 115	3 018	2 653	2 595	2 922	2 985	2 157	2 526	
Kedlubny	22 120	23 405	22 172	19 401	20 502	15 672	11 724	4 896	5 835	5 376	5 120	8 095	7 598	6 802	6 496	6 604	6 838	5 344	7 256	5 821	6 942	5 928	7 070	5 852	8 497	8 301	
Květák	37 978	35 989	34 252	35 268	33 606	28 558	22 959	15 764	16 491	15 803	11 829	9 069	7 611	7 549	5 937	5 441	6 068	4 655	4 499	4 525	4 236	3 156	4 507	7 603	5 374	5 309	
Mrkev	72 915	90 551	73 949	76 410	78 665	58 596	52 449	45 743	39 450	41 142	38 482	33 813	39 466	34 406	31 982	27 735	33 205	28 378	31 151	35 831	31 573	35 262	41 834	34 241	36 063	43 722	
Okurky nakládačky	26 227	34 124	37 596	31 953	34 246	25 535	24 575	25 812	18 594	10 650	13 382	22 460	22 367	18 290	14 116	16 731	16 130	13 849	17 615	23 287	23 884	27 033	31 397	17 926	18 642	17 595	
Okurky salátové	19 542	18 644	18 699	16 723	17 862	15 122	10 766	8 811	10 456	6 363	9 045	14 790	10 859	10 798	9 629	8 625	9 229	7 621	7 489	9 977	9 197	9 397	8 236	6 292	7 189	4 963	
Paprika zeleninová	7 700	6 300	4 620	4 500	4 800	4 100	5 751	5 149	5 275	6 457	5 758	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Petržel	17 102	17 445	16 420	17 218	18 654	15 747	10 732	6 443	5 059	7 618	7 930	8 324	9 125	7 663	5 268	5 152	5 708	4 504	4 682	6 383	5 842	9 199	6 688	6 920	7 698	9 076	
Pór	-	-	-	5 800	-	7 500	7 430	3 975	3 570	1 650	-	-	-	-	-	-	345	278	339	433	322	290	345	351	325	750	
Rajčata	38 446	28 458	23 130	30 028	34 053	30 573	25 014	27 400	23 534	22 036	24 232	35 604	29 771	27 899	29 441	20 721	28 536	25 740	19 866	24 003	19 583	31 108	19 663	23 918	24 696	21 235	
Salát hlávkový	9 550	8 500	6 400	5 800	8 400	4 500	4 800	2 200	2 943	3 990	5 432	-	-	-	-	-	2 024	1 869	2 302	2 711	6 399	2 984	22 986	11 955	16 259	16 439	
Špenát	5 950	5 600	4 500	5 600	6 750	5 280	2 464	2 363	4 761	1 792	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Zelí hlávkové	116 373	153 209	133 139	136 621	132 657	133 561	103 970	87 191	89 990	80 592	59 325	55 945	57 915	56 656	50 679	40 664	62 874	53 565	46 256	60 056	45 053	54 257	53 348	35 588	37 802	45 444	
Zelí pekinské	-	-	-	12 100	16 000	6 200	5 995	4 667	7 810	5 325	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Ostatní zelenina	19 474	28 726	25 238	8 736	8 455	7 272	3 156	516	189	960	157	34 312	33 390	29 491	30 291	24 898	29 915	30 949	37 878	49 911	39 344	40 273	35 200	35 507	42 487	40 099	
Zelenina celkem	548 086	613 234	541 448	552 855	572 497	481 957	421 183	332 294	295 585	322 333	273 357	291 552	282 027	274 324	253 840	218 623	277 602	232 873	239 693	294 240	247 155	298 624	311 280	254 549	283 541	283 542	310 674

Rok	Produkce zeleniny	Koeficienty růstu
1995	548 086	--
1996	613 234	1,1188
1997	541 448	0,8829
1998	552 855	1,0210
1999	572 497	1,0355
2000	481 957	0,8418
2001	421 183	0,8739
2002	332 294	0,7889
2003	295 585	0,8895
2004	322 333	1,0904
2005	273 357	0,8480
2006	291 552	1,0665
2007	282 027	0,9673
2008	274 324	0,9726
2009	253 840	0,9253
2010	218 623	0,8612
2011	277 602	1,2697
2012	232 873	0,8388
2013	239 693	1,0292
2014	294 240	1,2275
2015	247 155	0,8399
2016	298 624	1,2082
2017	311 280	1,0423
2018	254 549	0,8177
2019	283 541	1,1138
2020	230 840	0,8141
2020	310 674	1,3458

Průměrný koeficient růstu	0,9646
Tempo růstu	-0,0354

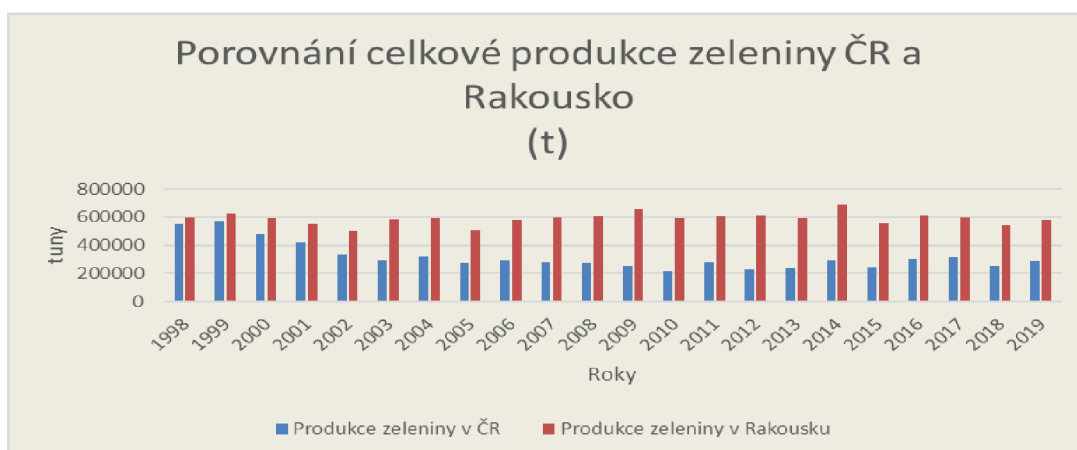
Zdroj: vlastní zpracování dle (ČSÚ)

Příloha 2: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. Polsko



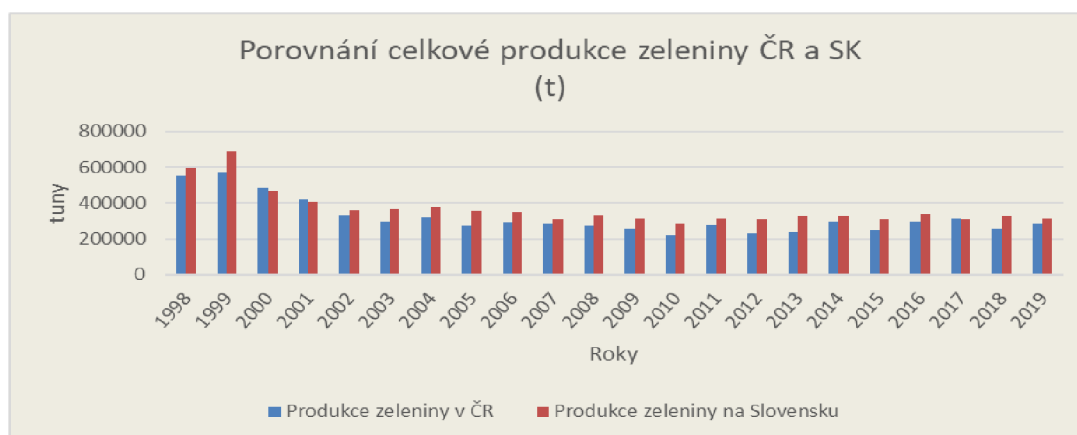
Zdroj: vlastní zpracování dle (Ministerstvo zemědělství, 2002, 2004, 2007, 2012, 2015, 2020)

Příloha 3: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. Rakousko



Zdroj: vlastní zpracování dle (Statistik Austria, 2021) (Ministerstvo zemědělství, 2002, 2004, 2007, 2012, 2015, 2020)

Příloha 4: Porovnání celkové produkce zeleniny v tunách ČR vs. SK



Zdroj: vlastní zpracování dle (Ministerstvo zemědělství, 2002, 2004, 2007, 2012, 2015, 2020)

Příloha 5: Bazický index spotřebitelských cen zeleniny, spotřeba zeleniny, průměrné koeficienty růstu

Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Bazický index	77,9	79	75,7	82	78,9	73,3	74,3	78,5	76,5	72,8	66	77,4	81,6
Rok	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Bazický index	76,5	73,8	87,4	81,2	82,1	99,4	95,7	100	104,3	104	103,9	124,4	127,4

Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Spotřeba	78	79,5	81,1	82,2	85,3	82,9	82,1	78,7	80	79,8	77,8	81,4	82,7
Koef. růstu	--	1,019	1,020	1,014	1,038	0,972	0,990	0,959	1,017	0,998	0,975	1,046	1,016

Rok	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Spotřeba	82,8	81,2	79,7	85,4	77,8	82,9	86,4	84,8	87,3	88,2	87,1	87	93,2
Koef. růstu	1,001	0,981	0,982	1,072	0,911	1,066	1,042	0,981	1,029	1,010	0,988	0,999	1,071

Průměrný koeficient růstu indexu spotřebitelských cen	1,0207
Tempo růstu indexu spotřebitelských cen	0,0207
Průměrný koeficient růstu spotřeby zeleniny	1,0074
Tempo růstu spotřeby zeleniny	0,0074

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Příloha 6: Jarque-Bera test normality reziduí – model spotřeby zeleniny

```

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 1-26
počet tříd = 7, střední hodnota = -1,69437e-014, so = 2,24719

      interval      střed  frequence  rel.      kum.
-----
      < -3,8069   -4,5436      1      3,85%    3,85% *
-3,8069 - -2,3337   -3,0703      3     11,54%   15,38% ****
-2,3337 - -0,86049   -1,5971      7     26,92%   42,31% *****
-0,86049 - 0,61273   -0,12388     4     15,38%   57,69% *****
0,61273 - 2,0860     1,3493      6     23,08%   80,77% *****
2,0860 - 3,5592     2,8226      4     15,38%   96,15% *****
      >= 3,5592     4,2958      1      3,85%  100,00% *

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 0,032 s p-hodnotou 0,98403
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 7: Heteroskedasticita - model spotřeby zeleniny

```

Whiteův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: uhat^2

-----
      koeficient      směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const      -23,0047      40,9167    -0,5622   0,5802
IndexSpCZ      0,851862      1,12645    0,7562   0,4583
Prii         -0,0758623     0,316929   -0,2394   0,8133
sq_IndexSpCZ  -0,00660023    0,0132057  -0,4998   0,6227
X2_X3         0,00114521     0,00557496  0,2054   0,8393
sq_Prii       -2,83150e-05    0,000499768 -0,05666  0,9554

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,049737

Testovací statistika: TR^2 = 1,293165,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(5) > 1,293165) = 0,935633
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 8: Breusch-Godfreyův test autokorelace - model spotřeby zeleniny

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: uhat

-----
      koeficient      směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const      -0,0204806     2,65084    -0,007726  0,9939
IndexSpCZ      0,00124268     0,0445857   0,02787   0,9780
Prii         -0,000392764    0,00919536  -0,04271   0,9663
uhat_1        0,104758      0,214921    0,4874    0,6308

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,010684

Testovací statistika: LMF = 0,237587,
s p-hodnotou = P(F(1,22) > 0,237587) = 0,631

Alternativní statistika: TR^2 = 0,277785,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,277785) = 0,598

Ljung-Box Q' = 0,302889,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 0,302889) = 0,582
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 9: Jarque-Bera test normality reziduí – model produkce zeleniny

```

Frekvenční rozdělení pro residual, poz. 4-26
počet tříd = 7, střední hodnota = 3,58361e-014, so = 20,9786

      interval      střed  frequence  rel.      kum.
      < -26,859   -31,717      4      17,39%   17,39%  *****
-26,859 - -17,143   -22,001      0      0,00%   17,39%
-17,143 - -7,4279   -12,286      3      13,04%   30,43%  ****
-7,4279 -  2,2877   -2,5701      4      17,39%   47,83%  *****
  2,2877 - 12,003    7,1454      4      17,39%   65,22%  *****
 12,003 - 21,719    16,861      6      26,09%   91,30%  *****
      >= 21,719    26,576      2      8,70%   100,00%  ***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chi-kvadrát(2) = 2,467 s p-hodnotou 0,29132
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 10: Heteroskedasticita - model produkce zeleniny

```

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: škálované uhat^2

      koeficient  směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const          -3,48196    3,43954   -1,012    0,3264
Index_cen_zem_~_1  0,0229901  0,0220138  1,044    0,3118
Index_cen_zem_~_2  0,0279659  0,0238416  1,173    0,2580
Index_cen_zem_~_3 -0,0216937  0,0207779 -1,044    0,3120
ImportZel_1      0,00685193  0,00983128  0,6970    0,4958
ImportZel_2     -0,00522000  0,00870928 -0,5994    0,5573
OsevniPlochy     0,0394938   0,0415382  0,9508    0,3559

Vysvětlený součet čtverců = 6,31642

Testovací statistika: LM = 3,158210,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(6) > 3,158210) = 0,788744
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 11: Breusch-Godfreyův test autokorelace - model produkce zeleniny

```

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: uhat

      koeficient  směr. chyba  t-podíl  p-hodnota
-----
const          -24,8177    64,9479   -0,3821    0,7077
Index_cen_zem_~_1  0,0691720  0,409000   0,1691    0,8680
Index_cen_zem_~_2  0,0128462  0,441300   0,02911    0,9772
Index_cen_zem_~_3  0,0242012  0,384753   0,06290    0,9507
ImportZel_1      0,0901596  0,187875   0,4799    0,6382
ImportZel_2     -0,0718096  0,165441  -0,4340    0,6704
OsevniPlochy     0,290615   0,783431   0,3710    0,7159
uhat_1          -0,467264   0,242546  -1,926    0,0732  *

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,198350

Testovací statistika: LMF = 3,711398,
s p-hodnotou = P(F(1,15) > 3,7114) = 0,0732

Alternativní statistika: TR^2 = 4,562040,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 4,56204) = 0,0327

Ljung-Box Q' = 4,70959,
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(1) > 4,70959) = 0,03
    
```

Zdroj: Gretl

Příloha 12: Korelační matice - model produkce zeleniny

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2020
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4132 pro n = 23

ProdukcceZel	Index_cen_zem_~	Index_cen_zem_~	Index_cen_zem_~	
1,0000	0,0173	-0,0941	-0,3325	ProdukcceZel
	1,0000	0,3517	0,0470	Index_cen_zem_~
		1,0000	0,3955	Index_cen_zem_~
			1,0000	Index_cen_zem_~
ImportZel_1	ImportZel_2	OsevníPlochy		
-0,7630	-0,7410	0,9655		ProdukcceZel
0,1189	0,1024	-0,0520		Index_cen_zem_~
0,1161	0,1550	-0,1090		Index_cen_zem_~
0,2030	0,2185	-0,2404		Index_cen_zem_~
1,0000	0,9788	-0,7566		ImportZel_1
	1,0000	-0,7058		ImportZel_2
		1,0000		OsevníPlochy

Zdroj: Gretl

Příloha 13: BNMC – model produkce zeleniny

Model 13: OLS, za použití pozorování 1998-2020 (T = 23)
Závisle proměnná: ProdukceZel

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	166,663	68,8403	2,421	0,0277	**
Index_cen_zem_~_1	0,379114	0,440592	0,8605	0,4022	
Index_cen_zem_~_2	0,610757	0,477175	1,280	0,2188	
Index_cen_zem_~_3	-0,937610	0,415856	-2,255	0,0385	**
ImportZel_1	0,439143	0,196767	2,232	0,0403	**
ImportZel_2	-0,463212	0,174311	-2,657	0,0172	**
OsevníPlochy	10,5599	0,831361	12,70	8,99e-010	***
Střední hodnota závisle proměnné		314,9054			
Sm. odchylka závisle proměnné		98,08878			
Součet čtverců reziduí		7041,638			
Sm. chyba regrese		20,97862			
Koeficient determinace		0,966733			
Adjustovaný koeficient determinace		0,954258			
F(6, 16)		77,49308			
P-hodnota(F)		6,36e-11			
Logaritmus věrohodnosti		-98,46276			
Akaikovo kritérium		210,9255			
Schwarzovo kritérium		218,8740			
Hannan-Quinnovo kritérium		212,9245			
rho (koeficient autokorelace)		-0,426988			
Durbin-Watsonova statistika		2,840637			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 5 (Index_cen_

Zdroj: Gretl

Příloha 14: D-F test stacionarity - Spotřeba zeleniny – model spotřeba zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)SpZ
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00639114
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,911395
asymptotická p-hodnota 0,9037
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,011
zpožděné diference: F(2, 20) = 3,178 [0,0633]

test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)SpZ
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,205269
testovací statistika: tau_c(1) = -0,900781
asymptotická p-hodnota 0,7887
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,029
zpožděné diference: F(2, 19) = 1,142 [0,3400]

s konstantou a trendem
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)SpZ
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,115823
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,188131
asymptotická p-hodnota 0,9933
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,041
zpožděné diference: F(7, 8) = 1,278 [0,3664]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 15: D-F test stacionarity - Index spotřebitelských cen zeleniny – model spotřeba zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)IndexSpCZ
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0459258
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,51491
asymptotická p-hodnota 0,9974
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,094
zpožděné diference: F(2, 20) = 3,229 [0,0609]

test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)IndexSpCZ
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,320163
testovací statistika: tau_c(1) = 2,48477
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,027
zpožděné diference: F(2, 19) = 6,113 [0,0089]

s konstantou a trendem
s použitím 5 zpožděných proměnných (1-L)IndexSpCZ
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00390989
testovací statistika: tau_ct(1) = 0,0158762
asymptotická p-hodnota 0,9965
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,023
zpožděné diference: F(5, 12) = 2,829 [0,0650]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 16: D-F test stacionarity - Import zeleniny – model spotřeba zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImpZ
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0263965
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,22837
asymptotická p-hodnota 0,9943
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,130

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImpZ
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0558166
testovací statistika: tau_c(1) = -1,44175
asymptotická p-hodnota 0,5633
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,034

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImpZ
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,16304
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,14885
asymptotická p-hodnota 0,9193
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,120
```

Zdroj: Gretl

Příloha 17: D-F test stacionarity - Disponibilní důchod na obyvatele – model spotřeba zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)PriiJ
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,015818
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,748863
asymptotická p-hodnota 0,876
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,053
zpožděné diference: F(7, 10) = 1,881 [0,1759]

test s konstantou
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)PriiJ
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,271346
testovací statistika: tau_c(1) = -3,01975
asymptotická p-hodnota 0,03311
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,329
zpožděné diference: F(8, 7) = 4,174 [0,0378]

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)PriiJ
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,340214
testovací statistika: tau_ct(1) = 0,566925
asymptotická p-hodnota 0,9995
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,518
zpožděné diference: F(8, 6) = 3,900 [0,0572]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 18: D-F test stacionarity - Spotřeba zeleniny zpožděná o jedno období – model spotřeba zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)SpZ_aaa
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00671348
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,904951
asymptotická p-hodnota 0,9027
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,012
zpožděné diference: F(2, 19) = 3,038 [0,0716]

test s konstantou
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)SpZ_aaa
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,23261
testovací statistika: tau_c(1) = -0,894417
asymptotická p-hodnota 0,7907
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,027
zpožděné diference: F(2, 18) = 0,870 [0,4358]

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)SpZ_aaa
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,658765
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,21051
asymptotická p-hodnota 0,08228
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,048
```

Zdroj: Gretl

Příloha 19: D-F test stacionarity – produkce zeleniny – model produkce zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)ProdukceZel
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0549178
testovací statistika: tau_nc(1) = -1,77666
asymptotická p-hodnota 0,07191
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,169
zpožděné diference: F(3, 18) = 1,485 [0,2522]

test s konstantou
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)ProdukceZel
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,322143
testovací statistika: tau_c(1) = -3,8277
asymptotická p-hodnota 0,002648
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,247
zpožděné diference: F(4, 15) = 1,945 [0,1550]

s konstantou a trendem
s použitím 4 zpožděných proměnných (1-L)ProdukceZel
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,318795
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,35324
asymptotická p-hodnota 0,4044
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,249
zpožděné diference: F(4, 14) = 1,700 [0,2058]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 20: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-1) – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Index_cen_zem_vyr_zelenina_1
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_1
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0139364
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,555542
asymptotická p-hodnota 0,5362
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,122
zpožděné diference: F(2, 19) = 2,986 [0,0745]

test s konstantou
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,57569
testovací statistika: tau_c(1) = -3,01109
asymptotická p-hodnota 0,03389
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,166
zpožděné diference: F(6, 10) = 2,456 [0,1004]

s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,48272
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,60589
asymptotická p-hodnota 0,2776
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,187
zpožděné diference: F(6, 9) = 2,229 [0,1347]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 21: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-2) – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Index_cen_zem_vyr_zelenina_2
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 21
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_2
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0108219
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,409628
asymptotická p-hodnota 0,8014
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,145
zpožděné diference: F(2, 18) = 2,774 [0,0891]

test s konstantou
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_2
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,57227
testovací statistika: tau_c(1) = -2,83507
asymptotická p-hodnota 0,05341
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,162
zpožděné diference: F(6, 9) = 2,111 [0,1508]

s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_2
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,41094
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,25615
asymptotická p-hodnota 0,4576
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,172
zpožděné diference: F(6, 8) = 2,004 [0,1785]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 22: D-F test stacionarity – Index cen zemědělských výrobců (t-3) – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Index_cen_zem_vyr_zelenina_3
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_3
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0181619
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,752898
asymptotická p-hodnota 0,8767
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,053

test s konstantou
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_3
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,56106
testovací statistika: tau_c(1) = -2,47961
asymptotická p-hodnota 0,1205
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,216
zpožděné diference: F(6, 8) = 1,607 [0,2611]

s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)Index_cen_zem_vyr_zelenina_3
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,2483
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,6028
asymptotická p-hodnota 0,7923
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,152
zpožděné diference: F(6, 7) = 1,378 [0,3398]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 23: D-F test stacionarity – import zeleniny (t-1) – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ImportZel_1
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 24
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_1
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0243355
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,971
asymptotická p-hodnota 0,9888
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,222

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_1
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0631636
testovací statistika: tau_c(1) = -1,60548
asymptotická p-hodnota 0,4798
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,136

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_1
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0992677
testovací statistika: tau_ct(1) = -0,574298
asymptotická p-hodnota 0,98
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,157
```

Zdroj: Gretl

Příloha 24: D-F test stacionarity – import zeleniny (t-2) – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro ImportZel_2
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 23
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_2
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0309458
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,5821
asymptotická p-hodnota 0,9979
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,062

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_2
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0455714
testovací statistika: tau_c(1) = -1,1761
asymptotická p-hodnota 0,6871
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,002

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)ImportZel_2
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,242251
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,39915
asymptotická p-hodnota 0,8616
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,089
```

Zdroj: Gretl

Příloha 25: D-F test stacionarity – osevní plochy – model produkce zeleniny

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

test bez konstanty
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)OsevníPlochy
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0325455
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,3114
asymptotická p-hodnota 0,9954
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,339
zpožděné diference: F(7, 10) = 13,780 [0,0002]

test s konstantou
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)OsevníPlochy
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0131637
testovací statistika: tau_c(1) = -0,086705
asymptotická p-hodnota 0,9491
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,318
zpožděné diference: F(7, 9) = 9,012 [0,0019]

s konstantou a trendem
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)OsevníPlochy
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,702046
testovací statistika: tau_ct(1) = -24,8204
asymptotická p-hodnota 4,225e-94
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,101
zpožděné diference: F(6, 10) = 27,055 [0,0000]
```

Zdroj: Gretl

Příloha 26: D-F test stacionarity – reziduum – model produkce zeleniny

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat2
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 22
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)uhat2
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,42699
testovací statistika: tau_nc(1) = -7,21682
asymptotická p-hodnota 5,02e-12
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,193
```

Zdroj: Gretl

Příloha 27: BMNČ - cibule

```
Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: SpotAebacibule
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	10,1634	0,652258	15,58	1,03e-013 ***
PAAjem	-0,00288561	0,00207136	-1,393	0,1769
Cenacibule	0,0777337	0,0441561	1,760	0,0916 *

Střední hodnota závisle proměnné	10,59600
Sm. odchylka závisle proměnné	0,762879
Součet čtverců reziduí	12,53149
Sm. chyba regrese	0,738138
Koeficient determinace	0,138705
Adjustovaný koeficient determinace	0,063810
F(2, 23)	1,851992
P-hodnota(F)	0,179575
Logaritmus věrohodnosti	-27,40433
Akaikovo kritérium	60,80866
Schwarzovo kritérium	64,58295
Hannan-Quinnovo kritérium	61,89552
rho (koeficient autokorelace)	-0,236780
Durbin-Watsonova statistika	2,471610

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

Příloha 28: BMNČ - okurky

```
Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: SpotAebaokurek
```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	8,08054	1,51638	5,329	2,07e-05 ***
PAAjem	0,00679009	0,00253305	2,681	0,0134 **
Cenaokurek	-0,0880344	0,0484386	-1,817	0,0822 *

Střední hodnota závisle proměnné	6,315385
Sm. odchylka závisle proměnné	0,782147
Součet čtverců reziduí	11,65291
Sm. chyba regrese	0,711792
Koeficient determinace	0,238066
Adjustovaný koeficient determinace	0,171810
F(2, 23)	3,593161
P-hodnota(F)	0,043858
Logaritmus věrohodnosti	-26,45937
Akaikovo kritérium	58,91875
Schwarzovo kritérium	62,69304
Hannan-Quinnovo kritérium	60,00560
rho (koeficient autokorelace)	0,359182
Durbin-Watsonova statistika	1,075893

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

Příloha 29: BMNČ - rajčata

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: SpotAebarajAat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	11,9508	1,64767	7,253	2,21e-07	***
FAAjem	0,0218993	0,00283595	7,722	7,83e-08	***
CenarajAat	-0,169627	0,0467886	-3,625	0,0014	***
Střední hodnota závisle proměnné		10,39600			
Sm. odchylka závisle proměnné		1,731238			
Součet čtverců reziduí		20,84572			
Sm. chyba regrese		0,952017			
Koeficient determinace		0,721796			
Adjustovaný koeficient determinace		0,697604			
F(2, 23)		29,83656			
P-hodnota(F)		4,08e-07			
Logaritmus věrohodnosti		-34,02008			
Akaikovo kritérium		74,04016			
Schwarzovo kritérium		77,81445			
Hannan-Quinnovo kritérium		75,12702			
rho (koeficient autokorelace)		0,132409			
Durbin-Watsonova statistika		1,703417			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

Příloha 30: BMNČ - zelí

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: SpotAebazelA

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	17,1379	1,00563	17,04	1,53e-014	***
FAAjem	-0,0315573	0,00469794	-6,717	7,49e-07	***
CenazelA	0,0173191	0,0939145	0,1844	0,8553	
Střední hodnota závisle proměnné		9,865385			
Sm. odchylka závisle proměnné		2,752445			
Součet čtverců reziduí		46,12544			
Sm. chyba regrese		1,416141			
Koeficient determinace		0,756464			
Adjustovaný koeficient determinace		0,735287			
F(2, 23)		35,72094			
P-hodnota(F)		8,82e-08			
Logaritmus věrohodnosti		-44,34489			
Akaikovo kritérium		94,68978			
Schwarzovo kritérium		98,46407			
Hannan-Quinnovo kritérium		95,77663			
rho (koeficient autokorelace)		0,264935			
Durbin-Watsonova statistika		1,378174			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

Příloha 31: BMNČ - mrkev

Model 1: OLS, za použití pozorování 1995-2020 (T = 26)
Závisle proměnná: SpotAebamrkve

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	6,62020	0,779856	8,489	1,53e-08	***
FAAjem	-0,0101357	0,00217191	-4,667	0,0001	***
Cenamrkve	0,169498	0,0585480	2,895	0,0082	***
Střední hodnota závisle proměnné		7,052000			
Sm. odchylka závisle proměnné		0,874126			
Součet čtverců reziduí		9,811486			
Sm. chyba regrese		0,653136			
Koeficient determinace		0,486374			
Adjustovaný koeficient determinace		0,441711			
F(2, 23)		10,88984			
P-hodnota(F)		0,000470			
Logaritmus věrohodnosti		-24,22335			
Akaikovo kritérium		54,44669			
Schwarzovo kritérium		58,22098			
Hannan-Quinnovo kritérium		55,53355			
rho (koeficient autokorelace)		0,473475			
Durbin-Watsonova statistika		1,050179			

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

Příloha 32: Dovoz čerstvé zeleniny z ČR v tunách; průměrný koeficient růstu

Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Zel. celkem	232470	265094	273883	276897	285748	292193	314595	361840	386557	390608	467384	519037	515800	531000
Koef. růstu	---	1,140	,033	1,011	1,032	1,022	1,077	1,150	1,069	1,010	1,197	1,111	0,994	1,030

Rok	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Zel. celkem	553355	567779	568166	534059	580985	572729	609759	647394	653597	626689	587817	582182
Koef. růstu	1,042	1,026	1,001	0,940	1,088	0,986	1,065	1,062	1,010	0,959	0,938	0,990

Průměrný koeficient růstu	1,0419
Tempo růstu	0,0419

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Příloha 33: Vývoz čerstvé zeleniny z ČR v tunách; průměrný koeficient růstu

Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Zel. celkem	3 248	4 986	5 036	5 695	6 757	6 949	6 482	6 638	10 375	31 976	55 159	66 823	75 854	83 060
Koef. růstu	---	1,535	1,010	1,131	1,186	1,028	0,933	1,024	1,563	3,082	1,725	1,211	1,135	1,094

Rok	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Zel. celkem	89 276	99 074	91 868	92 834	94 579	87 745	96 265	106 068	100 690	74 266	72 995	65 992
Koef. růstu	1,075	1,110	0,927	1,011	1,019	0,928	1,097	1,102	0,949	0,738	0,983	0,870

Průměrný koeficient růstu	1,1444
Tempo růstu	0,1444

Zdroj: vlastní zpracování dle ČS

Příloha 34: Podkladová data – model spotřeby zeleniny

Rok	Spotřeba zeleniny (kg/os/rok)	JV	Index spotřebitelské ceny zeleniny (%)	Import zeleniny (tis. t)	Disponibilní důchod (obyv./tis. Kč/rok)	Spotřeba zeleniny zpožděná o jedno období (kg/os/rok)
	y_1	x_1	x_{2t}	x_{3t}	x_{4t}	$y_{1(t-1)}$
1995	78,0	1	77,9	232,468	96,442	
1996	79,5	1	79,0	265,094	114,196	78,0
1997	81,1	1	75,7	273,883	127,566	79,5
1998	82,2	1	82,0	276,897	139,305	81,1
1999	85,3	1	78,9	285,748	150,729	82,2
2000	82,9	1	73,3	292,193	162,894	85,3
2001	82,1	1	74,3	314,595	178,084	82,9
2002	78,7	1	78,5	361,840	188,987	82,1
2003	80,0	1	76,5	386,557	200,842	78,7
2004	79,8	1	72,8	390,608	211,183	80,0
2005	77,8	1	66,0	467,384	220,263	79,8
2006	81,4	1	77,4	519,037	237,921	77,8
2007	82,7	1	81,6	515,800	246,545	81,4
2008	82,8	1	76,5	531,000	257,876	82,7
2009	81,2	1	73,8	553,355	260,847	82,8
2010	79,7	1	87,4	567,779	270,186	81,2
2011	85,4	1	81,2	568,166	270,268	79,7
2012	77,8	1	82,1	534,059	267,608	85,4
2013	82,9	1	99,4	580,985	270,661	77,8
2014	86,4	1	95,7	572,729	277,395	82,9
2015	84,8	1	100,0	609,759	282,964	86,4
2016	87,3	1	104,3	647,394	298,706	84,8
2017	88,2	1	104,0	653,597	339,541	87,3
2018	87,1	1	103,9	626,689	355,646	88,2
2019	87,0	1	124,4	587,817	364,253	87,1
2020	93,2	1	127,4	622,701	370,508	87,0

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Příloha 35: Podkladová data – produkce zeleniny

Rok	Produkce zeleniny tis. t	JV	Index cen zemědělských výrobců - zeleniny (t-1) %	Index cen zemědělských výrobců - zeleniny (t-2) %	Index cen zemědělských výrobců - zeleniny (t-3) %	Import Zeleniny (t-1) tis. t	Import Zeleniny (t-2) tis. t	Osevní plochy v tis. ha
	y_1	x_1	$x_{2(t-1)}$	$x_{3(t-2)}$	$x_{4(t-3)}$	$x_{4(t-1)}$	$x_{5(t-2)}$	x_6
1995	548,086	1						34,96
1996	613,234	1	82,3			232,47		36,76
1997	541,448	1	92,8	82,3		265,09	232,47	34,12
1998	552,855	1	103,9	92,8	82,3	273,88	265,09	34,62
1999	572,497	1	108	103,9	92,8	276,90	273,88	34,77
2000	481,957	1	93,6	108	103,9	285,75	276,90	32,32
2001	421,183	1	98,1	93,6	108	292,19	285,75	26,23
2002	332,294	1	110,2	98,1	93,6	314,60	292,19	12,67
2003	295,585	1	110,2	110,2	98,1	361,84	314,60	12,18
2004	322,333	1	111,3	110,2	110,2	386,56	361,84	12,42
2005	273,357	1	111,1	111,3	110,2	390,61	386,56	8,92
2006	291,552	1	100	111,1	111,3	467,38	390,61	10,07
2007	282,027	1	111,1	100	111,1	519,04	467,38	10,27
2008	274,324	1	112,2	111,1	100	515,80	519,04	9,73
2009	253,84	1	81,2	112,2	111,1	531,00	515,80	8,84
2010	218,623	1	84,6	81,2	112,2	553,36	531,00	8,58
2011	277,602	1	100	84,6	81,2	567,78	553,36	9,59
2012	232,873	1	101,6	100	84,6	568,17	567,78	8,34
2013	239,693	1	90,8	101,6	100	534,06	568,17	8,56
2014	294,24	1	102,1	90,8	101,6	580,99	534,06	9,21
2015	247,155	1	96,7	102,1	90,8	572,73	580,99	9,19
2016	298,624	1	106,4	96,7	102,1	609,76	572,73	10,20
2017	311,28	1	116,5	106,4	96,7	647,39	609,76	10,24
2018	254,549	1	133,7	116,5	106,4	653,60	647,39	10,45
2019	283,541	1	105,3	133,7	116,5	626,69	653,60	10,67
2020	310,674	1	112,5	105,3	133,7	587,82	626,69	11,47

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Příloha 36: Spotřební vydání v závislosti na příjmu, test heteroskedasticity – 2013, 2016 a 2020

Model 2: OLS, za použití pozorování 1-5
Závisle proměnná: Vydaje

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000205432	3,72450e-05	5,516	0,0117	**
Prijem	41,0857	4,12607	9,958	0,0022	***

Střední hodnota závisle proměnné 0,000550
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,000155
 Součet čtverců reziduí 2,84e-09
 Sm. chyba regrese 0,000031
 Koeficient determinace 0,970633
 Adjustovaný koeficient determinace 0,960843
 F(1, 3) 99,15386
 P-hodnota(F) 0,002155
 Logaritmus věrohodnosti 46,12777
 Akaiikovo kritérium -88,25553
 Schwarzovo kritérium -89,03666
 Hannan-Quinnovo kritérium -90,35199
 zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-5

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1,40377e-09	2,45665e-09	-0,5714	0,6254
Prijem	0,000495890	0,000633393	0,7829	0,5157
sq_Prijem	-26,8512	37,9724	-0,7071	0,5528

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,251007

Testovací statistika: $TR^2 = 1,255034$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 1,255034) = 0,533916$

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

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000205674	3,01438e-05	6,823	0,0064	***
Prijem	39,2690	4,29715	9,138	0,0028	***

Střední hodnota závisle proměnné 0,000466
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,000103
 Součet čtverců reziduí 1,48e-09
 Sm. chyba regrese 0,000022
 Koeficient determinace 0,965322
 Adjustovaný koeficient determinace 0,953763
 F(1, 3) 83,51000
 P-hodnota(F) 0,002770
 Logaritmus věrohodnosti 47,75180
 Akaiikovo kritérium -91,50360
 Schwarzovo kritérium -92,28472
 Hannan-Quinnovo kritérium -93,60006
 zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-5

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-1,12408e-09	1,61556e-09	-0,6958	0,5585
Prijem	0,000391704	0,000494784	0,7917	0,5115
sq_Prijem	-23,8427	34,9506	-0,6822	0,5655

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,331595

Testovací statistika: $TR^2 = 1,657973$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 1,657973) = 0,436471$

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

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,000202569	1,09579e-05	18,49	0,0003	***
Prijem	28,5072	2,15444	13,23	0,0009	***

Střední hodnota závisle proměnné 0,000336
 Sm. odchylka závisle proměnné 0,000063
 Součet čtverců reziduí 2,68e-10
 Sm. chyba regrese 9,46e-06
 Koeficient determinace 0,983154
 Adjustovaný koeficient determinace 0,977538
 F(1, 3) 175,0809
 P-hodnota(F) 0,000933
 Logaritmus věrohodnosti 52,02700
 Akaiikovo kritérium -100,0540
 Schwarzovo kritérium -100,8351
 Hannan-Quinnovo kritérium -102,1505
 zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity

OLS, za použití pozorování 1-5

Závisle proměnná: uhat^2

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-4,48640e-012	1,27088e-010	-0,03530	0,9750
Prijem	1,93957e-05	5,44345e-05	0,3563	0,7557
sq_Prijem	-1,27101	5,17039	-0,2458	0,8287

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,200949

Testovací statistika: $TR^2 = 1,004744$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(2) > 1,004744) = 0,605094$

Zdroj: Gretl