

**Mendelova univerzita v Brně
Provozně ekonomická fakulta**

Charakteristika trhu s drůbežím masem v České republice

Bakalářská práce

Vedoucí práce:

doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Jiří Müller

Brno 2013

Zadání

Rád bych poděkoval vedoucímu mé bakalářské práce doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D. za jeho trpělivost, vedení, cenné rady a poskytnuté informace, které mi pomáhaly při jejím zpracování.

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci s názvem „Charakteristika trhu s drůbežím masem v České republice“ vypracoval samostatně s využitím pramenů, které uvádím v seznamu literatury.

V Brně dne 20. května 2013

Abstract

MÜLLER, JIŘÍ. *Characteristics of the market in poultry meat in the Czech Republic*. Bachelor thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2013.

The bachelor thesis is focused on characteristics of the market in poultry meat. This is the identification of influences which act on the time series of buying chickens and average import and export prices from January 2008 to December 2012. Using the regression methods is described dependence between the average purchase prices of chickens and the average prices of compound feed in the same period. The data used in this thesis are from the website of the Ministry of Agriculture of the Czech Republic and the Czech Statistical Office.

Keywords

The market in poultry meat, consumption of poultry meat, foreign trade, time series, regression methods, analysis.

Abstrakt

MÜLLER, JIŘÍ. *Charakteristika trhu s drůbežím masem v České republice*. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013.

Bakalářská práce je zaměřena na charakteristiku trhu s drůbežím masem. Jedná se o identifikaci vlivů, které působí na časové řady nákupu kuřat a průměrných dovozních a vývozních cen od ledna 2008 do prosince 2012. S využitím regresních metod je popsána závislost mezi průměrnými nákupními cenami kuřat a cenami krmné směsi v témže období. Použitá data pocházejí z internetových stránek Ministerstva zemědělství ČR a Českého statistického úřadu.

Klíčová slova

Trh s drůbežím masem, spotřeba drůbežního masa, zahraniční obchod, časové řady, regresní metody, analýza.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	11
1.1	Úvod	11
1.2	Cíl práce	11
2	Literární přehled	12
2.1	Historie drůbežářského průmyslu	12
2.2	Trh s drůbežím masem	13
2.3	Spotřeba drůbežního masa na obyvatele	14
2.4	Zahraniční obchod s drůbežím masem	15
2.5	Zásahy státu	16
2.5.1	Celní sazebník	16
2.5.2	Právní předpisy	17
2.5.3	Dotační politika	17
3	Materiál a metodika	18
3.1	Materiál	18
3.2	Pojem a druhy časových řad	18
3.3	Elementární charakteristiky časových řad	19
3.4	Přístupy k modelování časových řad	20
3.4.1	Jednorozměrný model	20
3.4.2	Vícerozměrný model	21
3.5	Popis trendové složky	21
3.5.1	Lineární trend	22
3.5.2	Parabolický trend	22
3.6	Volba vhodného modelu trendu	23
3.7	Klouzavé průměry	24
3.8	Identifikace a popis sezónní složky	25
3.9	Sezónní očišťování	27
3.10	Regresní analýza	28
3.10.1	Koeficient determinace	29

3.10.2	Testy parametrů.....	30
3.10.3	Testování specifikace modelu.....	30
3.10.4	Heteroskedasticita	31
3.10.5	Autokorelace	31
3.10.6	Model rozložených časových zpoždění.....	31
3.10.7	Multikolinearita	32
4	Výsledky a diskuze	33
4.1	Nákup kuřat	33
4.1.1	Elementární charakteristiky	33
4.1.2	Klouzavé průměry a kvalita vyrovnání.....	34
4.1.3	Sezónnost a sezónní očišťování	35
4.2	Průměrné dovozní ceny drůbežího masa	37
4.2.1	Elementární charakteristiky	38
4.2.2	Klouzavé průměry a kvalita vyrovnání.....	38
4.2.3	Sezónnost a sezónní očišťování	39
4.3	Průměrné vývozní ceny drůbežího masa.....	41
4.3.1	Elementární charakteristiky	41
4.3.2	Klouzavé průměry a kvalita vyrovnání.....	42
4.3.3	Sezónnost a sezónní očišťování	43
4.4	Závislost nákupních cen kuřat a cen krmné směsi.....	45
5	Závěr	48
6	Literatura	50
6.1	Odborná literatura.....	50
6.2	Ostatní zdroje.....	50
A	Původní a kalendářně očištěná data	54
B	Elementární charakteristiky časových řad	57
C	Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty	63
D	První diference u cen	69

Seznam obrázků

Obr. 1	Spotřeba nejdůležitějších druhů masa v kg na obyvatele a rok v roce 1985	14
Obr. 2	Spotřeba nejdůležitějších druhů masa v kg na obyvatele a rok v roce 2011	15
Obr. 3	Časová řada nákupu kuřat vyrovnaná klouzavými průměry	35
Obr. 4	Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady nákupu kuřat	37
Obr. 5	Časová řada průměrných dovozních cen vyrovnaná klouzavými průměry	39
Obr. 6	Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady dovozních cen	41
Obr. 7	Časová řada průměrných vývozních cen vyrovnaná klouzavými průměry	43
Obr. 8	Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady vývozních cen	45

Seznam tabulek

Tab. 1	Původní a kalendářně očištěná data nákupu kuřat v tunách ž. hm. v roce 2012	33
Tab. 2	Interpolační kritéria časové řady nákupu kuřat	35
Tab. 3	Interpolační kritéria konstantní a proporcionální sezónnosti časové ř. nákupu kuřat	36
Tab. 4	Průměrné sezónní indexy časové řady nákupu kuřat	36
Tab. 5	Sezónní faktory časové řady nákupu kuřat	36
Tab. 6	Interpolační kritéria časové řady průměrných dovozních cen	39
Tab. 7	Interpolační kritéria konstantní a proporcionální sezónnosti časové ř. dovozních cen	39
Tab. 8	Průměrné sezónní indexy časové řady průměrných dovozních cen	40
Tab. 9	Průměrné sezónní faktory časové řady průměrných dovozních cen	40
Tab. 10	Interpolační kritéria časové řady průměrných vývozních cen	43
Tab. 11	Interpolační kritéria konstantní a proporcionální sezónnosti časové ř. vývozních cen	43
Tab. 12	Sezónní konstanty časové řady průměrných vývozních cen	44
Tab. 13	Přepočítané sezónní konstanty časové řady průměrných vývozních cen	44
Tab. 14	Model závislosti prvních diferencí nákupních cen kuřat na prvních diferencích se zpožděním cen krmné směsi	46
Tab. 15	Testování specifikace modelu	46
Tab. 16	Testování chybového členu	47

Tab. 17	Množství nakoupených kuřat v tunách ž. hm.	54
Tab. 18	Kalendářně očištěné hodnoty množství nakoupených kuřat v tunách ž. hm.	54
Tab. 19	Průměrné dovozní ceny drůbežího masa v Kč/kg	55
Tab. 20	Průměrné vývozní ceny drůbežího masa v Kč/kg	55
Tab. 21	Průměrné nákupní ceny od zemědělských výrobců kuřat v Kč/kg ž. hm.	56
Tab. 22	Průměrné ceny krmné směsi od průmyslových výrobců v Kč/kg	56
Tab. 23	Elementární charakteristiky časové řady nákupu kuřat v tunách ž. hm.	57
Tab. 24	Elementární charakteristiky časové řady průměrných dovozních cen drůbežího masa v Kč/kg	59
Tab. 25	Elementární charakteristiky časové řady průměrných vývozních cen drůbežího masa v Kč/kg	61
Tab. 26	Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady nákupu kuřat v tunách ž. hm.	63
Tab. 27	Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady průměrných dovozních cen drůbežího masa v Kč/kg	65
Tab. 28	Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady průměrných vývozních cen drůbežího masa v Kč/kg	67
Tab. 29	První diference prům. nákupních cen kuřat ž. hm. od zemědělských výrobců v Kč/kg	69
Tab. 30	První diference průměrných cen krmné směsi od průmyslových výrobců v Kč/kg	70

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Drůbež byla lidmi chovaná a domestikovaná tisíce let. Důvodem byla především její užitkovost. Drůbež se tak chovala pro svoje maso i vejce. Velký význam chovu však byl i v kohoutích zápasech (v České republice jsou zakázané) nebo ve výstavách speciálních plemen. V neposlední řadě se jednalo o náboženské rituály přetrvávající dodnes.

Jakmile začala růst populace ve vyspělých zemích, drobné chovy ji již nestačily zásobovat. Proto započala výstavba velkých farem a později velkochovů, které používáme i dnes. Z drůbežářského průmyslu se tak stal jeden z nejdynamičtěji se rozvíjejících oborů potravinářského průmyslu. To bylo dáno především nízkými náklady na chov drůbeže oproti jiným hospodářským zvířatům, díky čemuž byla nižší i maloobchodní cena. Dalším významným prvkem v růstu významnosti chovu drůbeže byla i změna stravovacích návyků obyvatelstva. Tato změna byla způsobena tím, že drůbeží maso obsahuje minimum nežádoucích látek, má nízký obsah tuků, za to vysoký obsah bílkovin a dalších minerálních látek, které jsou pro člověka zdravé. Dále také díky jeho chuti a dobré kulinářské úpravě.

1.2 Cíl práce

Tato práce je rozdělena na teoretickou a praktickou část. Cílem teoretické části je popsat situaci na trhu s drůbežím masem a výrobky z drůbeže. Historický vývoj domácího trhu i dnešní situaci a hlavní zpracovatele drůbeže. Následně je zde popsán vývoj spotřeby drůbežího masa na obyvatele a zahraniční obchod České republiky.

V praktické části je cílem charakterizovat, s využitím dat Ministerstva zemědělství ČR a Českého statistického úřadu, časovou řadu nákupu kuřat od zemědělských výrobců a časové řady průměrných dovozních a vývozních cen drůbežího masa za účelem identifikovat a číselně vyjádřit vlivy, které na tyto časové řady působí v letech 2008 až 2012. Poté s využitím regresních metod bude zjišťována a číselně vyjádřena závislost mezi průměrnými nákupními cenami kuřat od zemědělských výrobců a průměrnými cenami krmné směsi od průmyslových výrobců.

2 Literární přehled

Zemědělská výroba patří mezi tradiční odvětví národního hospodářství. Naše zemědělství má několika set letou tradici, která zaručovala soběstačnost národa v základních potravinách. Zemědělství se prosadilo i v zahraničí, kam exportujeme zejména mléko, živá zvířata, obiloviny, cukr a slad. Od počátku 90. let však neustále klesá počet osob zaměstnaných v zemědělské výrobě. V dnešní době zemědělství neslouží jenom k výrobě potravin, ale má také důležité společenské a ekologické funkce. K těmto pro veřejnost a životní prostředí prospěšným činnostem jsou zemědělci vedeni řadou národních či evropských dotačních nástrojů. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2009–2011a)

Velmi významnou součástí zemědělské výroby je i výroba živočišná, díky lepšímu využívání rostlinné výroby jako zdroje všech druhů krmiv. Hlavním cílem je výroba masa, mléka a vajec jak pro tuzemský trh, tak i pro efektivní vývoz. V České republice jsou používány srovnatelné technologie pro chov hospodářských zvířat s okolními zeměmi EU. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2009–2011b)

2.1 Historie drůbežářského průmyslu

Drůbežářský průmysl má u nás mladou historii, jde tedy o moderní potravinářské odvětví. Po první světové válce se drůbež takřka neopracovávala. Většinou se pouze usmrtila a prodávala na tržištích. (Mates, 2006, s. 24)

I přesto, že samostatný drůbežářský obor vznikl v roce 1958, jednotlivé závody vznikaly již od počátku padesátých let, tehdy součástí mlékárenského a tukového průmyslu. Podmínkou pro vznik nového oboru bylo odstranění sezónnosti v produkci drůbeže a zavedení použití směsí pro výkrm. Poté byly budovány moderní jateční provozy na drůbež. Linky byly vybaveny různými zařízeními na balení, masnou výrobu či mechanické odkostňování masa. Díky dělení drůbeže na části se značně zvýšila její spotřeba. (Perlín, 2006, s. 19–20)

Velkým mezníkem pro trh v České republice byl rok 1989, kdy došlo k zásadním změnám. Celkový národohospodářský vývoj měl pořádný vliv na jednotlivé subjekty na trhu. Trh také reagoval na změny životního stylu, které znamenaly zvýšení poptávky po drůbežím mase na úkor ostatních druhů masa. U některých velkých producentů drůbežního masa docházelo k akvizicím do větších celků (Kubíčková, 2004, s. 116). V následujících devadesátých letech došlo k obrovské modernizaci drůbežářského průmyslu. Již tehdy zhruba desítky podniků vyvážela do EU (Mates, 2006, s. 24).

Vstup České republiky do Evropské unie 1. května 2004 přinesl změny v celním sazebníku a mechanismech zahraničního obchodu. Dále také došlo k sjednocení práva ČR s právem EU. Byly tak sladěny hygienické, veterinární a jiné normy (Ministerstvo zemědělství ČR, 2004, s. 2–4). Podniky tak musely vynaložit obrovské finanční náklady na stavební řešení, technické vybavení a vysoké nároky na hygienu. Avšak kontroly z Evropské unie nezaznamenaly

před i po vstupu ČR do EU žádné závažné nedostatky. Proto lze konstatovat, že úroveň českých chovů i zpracovatelů je na vysoké úrovni, což jen potvrzuje zájem tuzemských a zahraničních zákazníků. (Mates, 2006, s. 24)

2.2 Trh s drůbežím masem

Již několik let přetrvává na českém trhu stejný stav. Zahraniční obchodní řetězce vyvíjí tlak na dodavatele na zachování či snížení cen potravin. Dochází taktéž ke změně struktury spotřeby kuřecího masa, kdy dochází k poklesu poptávky po celých zmrazených kuřatech, naopak roste poptávka po chlazených kuřecích dílech. Spotřebitelé se i nadále rozhodují především na základě ceny. Nyní však roste na významu i původ potravin, kde spotřebitelé preferují zboží z tuzemského trhu, a také kvalita potravin. (Konsolidovaná výroční zpráva DZ Klatovy a.s., 2012, s. 5–7)

Producenty drůbežího masa na tuzemském trhu lze rozdělit do tří skupin subjektů. První skupinu tvoří největší drůbežářské závody, které mají velké kapacity a moderní vybavení srovnatelné se závody v EU. Do druhé skupiny patří menší společnosti, které neprodukují tak velké objemy masa jako největší závody. Do třetí skupiny poté spadají drobní soukromí chovatelé drůbeže, kteří poráží drůbež sami a nedisponují porážkovými linkami. (Kubičková, 2004, s. 120)

V současné době je největším českým producentem drůbežího masa AGROFERT HOLDING, a.s., vlastněná Ing. Andrejem Babišem, která sdružuje více než 200 společností a z toho několik významných společností na výrobu a zpracování drůbežího masa (Výroční zpráva AGROFERT HOLDING, a.s., 2012, s. 4).

Do této společnosti od roku 2009 patří největší a nejmodernější český zpracovatel drůbežího masa z jižních Čech a to závod Vodňanská drůbež, a.s., která na našem trhu působí více než 50 let. V současnosti má 4 výrobní závody. Závod ve Vodňanech slouží ke zpracování kuřat a výrobě chlazených i zmrazených kuřat a kuřecích dílů a spoustě dalších masných polotovarů a výrobků. Další závod v Mirovicích je jediným českým zpracovatelem kachen. Třetím výrobním závodem je závod v Modřicích u Brna, kde se nachází moderní linka a porcovna. Vyrábí se zde chlazená a zmrazená kuřata, dělené maso a masné polotovary. Posledním závodem je Háj ve Slezsku. Tyto závody dosahují kapacity porážek 240 000 kusů kuřat denně, což je roční objem 90 000 tun zpracovaného kuřecího masa a 8 000 tun masa kachního. Své produkty prodává pod značkou Vodňanské kuře, Vodňanská kachna a Vodňanská slepice (Vodňanská drůbež, 2011). Tato společnost dodává své produkty do všech významných řetězců figurujících na našem trhu, jako jsou hypermarkety, supermarkety, sdružení prodejců, restaurace KFC. Část produkce je exportována do zahraničí. V peněžním vyjádření dosáhl objem prodeje za rok 2011 4 359 022 tisíc Kč, přičemž je zde zaměstnáno průměrně více než třináct set osob (Výroční zpráva Vodňanská drůbež, a.s., 2012, s. 9).

Dříve na trhu působila také společnost Kostelecké uzeniny a.s., jež taktéž patří do AGROFERT HOLDINGU, a.s., se svojí drůbežářskou divizí. Avšak

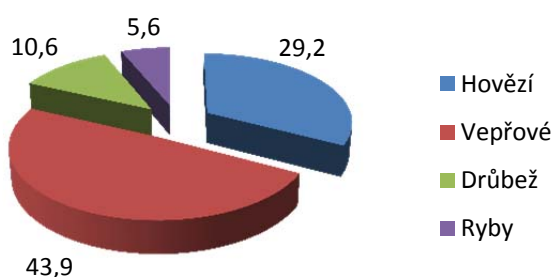
v roce 2010 byla tato divize zrušena a výrobu převzala společnost Vodňanská drůbež, a.s. (Příbík, 2010)

Druhým největším zpracovatelem drůbežího masa na českém trhu je Drůbežářský závod Klatovy, a.s., který se specializuje na výrobky z kuřecího masa. Roční produkce tohoto závodu v roce 2011 přesáhla 33 tisíc tun chlazených a zmrazených kuřat, kuřecích dílů, masných polotovarů a uzenářských výrobků. DZ Klatovy a.s. má více než 3 000 odběratelů z tuzemska i zahraničí (Drůbežářský závod Klatovy, a.s., 2011). Celkový objem tržeb z prodeje výrobků a služeb dosáhl za rok 2011 hodnoty 1 734 796 tisíc Kč. Vývoz drůbežářského závodu v peněžním vyjádření dospěl k částce 37 679 tisíc Kč. (Konsolidovaná výroční zpráva DZ Klatovy a.s., 2012, s. 5–7)

Mezi další zpracovatele masných výrobků zpracovávající i drůbeží maso, kteří jsou součástí velkých obchodních řetězců a mají prodejny po celé České republice, patří i společnost Procházka a.s. se svojí sítí prodejen PMU CZ, a.s. Jedná se opět o součást AGROFERT HOLDINGU, a.s., ale na rozdíl od velkých zpracovatelů, tato společnost bourá maso a polotovary přímo v zázemí prodejen, které jsou vybaveny moderními a výkonnými chladicími systémy, aby byla zajištěna vysoká čerstvost. (PMU CZ, a.s., 2006)

2.3 Spotřeba drůbežího masa na obyvatele

Za posledních 30 let se u nás vývoj spotřeby masa výrazně změnil. Zatímco v roce 1985 převládala spotřeba vepřového spolu s hovězím masem, tedy tzv. červených mas, jak ukazuje obrázek č. 1, od devadesátých let se však situace rapidně změnila. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2006, s. 15)

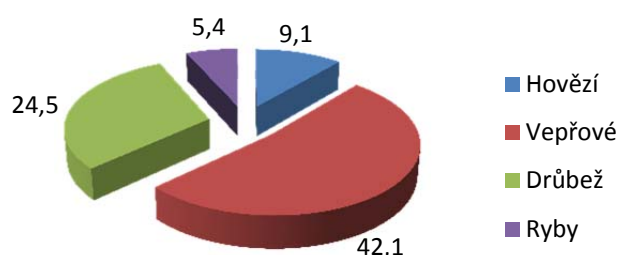


Obr. 1 Spotřeba nejdůležitějších druhů masa v kg na obyvatele a rok v roce 1985
Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2006.

Spotřebitelé začali preferovat drůbeží maso oproti jiným druhům masa, zejména díky jeho příznivé cenové hladině, kdy se stalo jedno z nejlevnějších druhů masa. Dále k této změně přispěl fakt, že spotřebitelé začali vyhledávat zdravé a výživné potraviny, které navíc nevyžadují složitou a dlouhou kuchyňskou přípravu. Spotřeba drůbežího masa proto rostla zejména na úkor spotřeby masa hovězího.

V celkové spotřebě drůbežího masa mají největší podíl jatečná kuřata, výrazně nižší podíl tvoří krůty, poté následují kachny a husy. (Mates, 2006, s. 23)

V roce 2005 dosáhla spotřeba drůbežího masa rekordních 26,1 kg na obyvatele za rok, což je zhruba dvojnásobek spotřebovávaného množství oproti 90. létům. Tato hranice do dnešní doby nebyla překročena, což naznačuje, že je toto množství pro tuzemské spotřebitele horní hranicí. V roce 2007 spotřeba poklesla na úroveň 24,9 kg/obyv./rok. Vysvětlením tohoto poklesu mohou být doznívající obavy z ptačí chřipky. V následujících letech se ovšem spotřeba drůbežího masa ustálila na hranici mezi 24 a 25 kg/obyv./rok (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 21). Spotřebu nejdůležitějších druhů mas v roce 2011 můžeme vidět na obrázku č. 2.



Obr. 2 Spotřeba nejdůležitějších druhů masa v kg na obyvatele a rok v roce 2011
Zdroj: Český statistický úřad, 2012.

I přes mírné poklesy, případnou stagnaci, ve spotřebě, patří Česká republika nad průměr spotřeby drůbežího masa v EU. Pro srovnání, průměrná spotřeba drůbežího masa v EU činí 23 kg na obyvatele za rok. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 21)

2.4 Zahraniční obchod s drůbežím masem

Do vývoje zahraničního obchodu s drůbežím masem nejvíce zasáhl vstup České republiky do Evropské unie. To mělo velký význam na dovoz i vývoz drůbežího masa. V roce 2004 před vstupem ČR do EU byly velké dovozy ovlivněny především vyčerpáním platných dovozních kvót na drůbeží maso. Tento objem představoval 36 % z celého dovozu za rok 2004, který činil 53,5 tisíc tun. Po vstupu ČR do EU v květnu se dovoz ještě zvyšoval, dosáhl objemu vyššího než za celý rok 2003. Nejvíce se dováželo v měsíci listopadu a prosinci, což by se dalo přisoudit k předzásobením na vánoční svátky. K největším dovozcům patřili Brazílie, Maďarsko, Nizozemsko, Slovensko. I vývoz v tomto období rapidně rostl a dosahoval hodnoty 24,2 tisíc tun. Vyváželo se zejména na Slovensko, do Německa a po vstupu do EU i do Nizozemska a Belgie. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2005, s. 22–24)

V letech 2005 a 2006 se zvyšoval dovoz do ČR v důsledku obav v okolních zemích z ptačí chřipky. To mělo za následek nižší poptávku po drůbežím masu v těchto zemích. V roce 2005 se dovezlo kolem 56 tisíc tun drůbežího masa. Největšího dovozce, Brazílii, však vystřídalo Polsko, které si drží toto prvenství až dodnes. V roce 2005 pokračoval růst vývozu, především díky nízkým cenám drůbežího masa na tuzemském trhu. Hodnota vývozu dosahovala 27 tisíc tun a do roku 2011 nebyla pokořena. Vlivem nákazové situace v okolních zemích v roce 2006 poklesl vývoz na celkových 23 tisíc tun. V následujících letech se ale jeho hodnota opět začala zvyšovat. Pokračoval také trend, kdy se dovozní cena blížila ceně vývozní. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2006, s. 28–29)

V roce 2012 dosáhl dovoz rekordního množství přesahující 111 tisíc tun drůbežího masa, jednalo se tak o největší objem dovozu od roku 1989. Polsko zůstává největším importérem, v roce 2011 se z něj dovezlo přes 34 tisíc tun drůbežího (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 26). Vývoz taktéž docílil rekordní hranice v hodnotě přes 32 tisíc tun. Země, do kterých Česká republika vyváží, se od roku 2004 výrazně nezměnily. Finanční bilance dovozu a vývozu je za posledních 12 let záporná. V roce 2012 se dovezlo drůbeží maso v hodnotě 5 225 miliónů Kč. Vyvezlo se v hodnotě 1 651 miliónů Kč, z čehož vychází saldo –3 793 miliónů Kč. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013b)

Pro rok 2013 se předpokládá vzhledem k útlumu poptávky snížení dovozů a zvýšení vývozů. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 26)

Na vývoj zahraničního obchodu má také vliv rozhodnutí Státní veterinární správy ČR či rozhodnutí orgánů v jiných zemích. To má za následek zákaz dovozu či vývozu drůbežího masa z určitých států nebo do určitých států. Příkladem může být zákaz dovozu a tranzitu živé drůbeže a drůbežího masa z roku 2004 ze zemí jako Thajsko, Čína, Vietnam, Japonsko apod. z obav před epidemií aviární influenzy. (Kubíčková, 2004, s. 119)

Dalším problémem, se kterým se Česká republika u dovozu drůbežího masa potýká, je nerespektování vyhlášky z roku 2011, která nařizuje příjemcům hlásit dodávku 24 hodin předem. Za rok 2011 se muselo vrátit 148 tun drůbežího masa zpět do zahraničí, zejména do Polska, Německa a Francie. Nejčastějším prohrěškem bylo nedodržení kvality a značení. (Přibík, 2012)

2.5 Zásahy státu

2.5.1 Celní sazebník

Česká republika, jakožto člen Evropské unie, se musí řídit společným celním kodexem a celním sazebníkem, které se vztahují na dovoz a vývoz do mimo členských států. Pro živou drůbež a drůbeží maso jsou používány celní sazby valorické a specifické (Ministerstvo zemědělství ČR, 2011, s. 5). Subjekty nárokuje si sníženou celní sazbu při dovozu do EU nebo subjekty požadující vývozní subvenci, musí žádat o přidělení dovozních či vývozních licencí. V jiných případech nejsou licence nutné. Vývozní subvence (náhrady) slouží vývozcům k zajištění konkurenceschopnosti na světovém trhu. V roce 2006 byly nařízeny některé

výjimečné opatření na podporu trhu s drůbeží v důsledku ptačí chřipky. Tyto opatření, subvence a licence má na starosti Státní zemědělský intervenční fond (SZIF, 2000–2013).

2.5.2 Právní předpisy

Právních předpisů, tj. zákonů a vyhlášek, vztahujících se k sektoru drůbeže existuje velká spousta. Upravují zejména oblasti (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 15–16):

- veterinární péče a péče o pohodu zvířat,
- šlechtění, evidence a označování zvířat,
- potravinářství,
- krmivářství,
- zahraničního obchodu.

2.5.3 Dotační politika

Ministerstvo zemědělství každoročně poskytuje dotace pro podporu chovu drůbeže. Jedná se o dotační programy jako kontrola užitkovosti, podpora chovateli na uznanou drůbež ve šlechtitelském chovu a kontrola dědičnosti, podpora testování drůbeže a další podpory. Další významnou podporou je nákazový fond, který má za cíl jednak podporu při úhradě částečných nákladů s odstraňováním kadáverů (mrtvých zvířat), a tím snížení rizik šíření nákaz a nemocí, a jednak podporu činností zaměřených na preventivní opatření proti výskytu zoonóz (tj. salmonel, aviární chřipky apod.). Za tuto podporu bylo v roce 2011 vyplaceno chovatelům téměř 53 miliónů Kč (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 16–17).

K větší konkurenceschopnosti a rozvoji venkova má také přispět tzv. program rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013 (SZIF, 2000–2013). Tento program má tedy za cíl podpořit modernizaci zemědělských podniků, tj. investice do staveb a technologií. V letech 2007 až 2011 bylo schváleno celkem 227 projektů ve výši čerpání 1,091 miliardy Kč. V roce 2012 však tento program nepřijmul žádosti, neboť došlo k vyčerpání rozpočtu. Pro rok 2013 se stanovila nová kritéria a v sektoru drůbeže budou zohledňovány pouze nosnice (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a, s. 18).

3 Materiál a metodika

3.1 Materiál

Data použitá v této práci pocházejí z měsíčních výkazů o nákupu, zásobách, prodeji a cenách drůbeže a drůbežích výrobků. Jedná se o množství nakoupených kuřat živé hmotnosti v tunách a nákupní ceny v Kč za kg kuřat živé hmotnosti v A třídě jakosti od zemědělských výrobců. Tyto výkazy uveřejňuje Ministerstvo zemědělství České republiky na základě statistického zjišťování od všech zpracovatelů drůbeže v České republice, prováděného každý měsíc. Nákupní ceny jsou uváděny bez DPH a jsou spočítány váženým průměrem cen od jednotlivých zpracovatelů.

Dovozní a vývozní ceny drůbežího masa v Kč za kg jsou získány z komoditní karty Ministerstva zemědělství České republiky. Tyto průměrné ceny se zjišťují každý měsíc pomocí státního celního výkazu a neobsahují DPH ani clo. Dále se v této práci pracuje s průměrnými cenami krmné směsi od průmyslových výrobců v Kč za kg, získanými z Českého statistického úřadu. Tyto ceny jsou taktéž uváděny bez DPH a jsou zjišťovány měsíčně od vybraných respondentů. Všechny data představují měsíční údaje od ledna 2008 do prosince 2012. (Ministerstvo zemědělství ČR, 2013b; Ministerstvo zemědělství 2013c; Český statistický úřad 2013)

3.2 Pojem a druhy časových řad

Časovou řadu můžeme chápat jako posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), která jsou jasně uspořádána z hlediska času ve směru od minulosti po přítomnost. Souborem metod, kterými popisujeme časové řady, rozumíme jejich analýzu. Prognózou poté rozumíme předvídání budoucího chování těchto řad.

Časové řady často členíme podle určitých kritérií. Děláme tak proto, abychom vyjádřili rozdílnosti v obsahu sledovaných ukazatelů, které jsou mnohdy provázeny specifickými statistickými vlastnostmi. Díky tomu je nutné volit odlišné prostředky analýzy sloužící k porozumění mechanismu, kterým je vývoj sledovaného jevu utvářen. Jako základní druhy časových řad rozlišujeme řady intervalové a okamžikové.

Intervalovou časovou řadu chápeme jako řadu intervalového ukazatele, jehož velikost závisí na délce intervalu, za který je sledován. U těchto ukazatelů je možné tvořit součty. Jelikož se každý měsíc v roce liší počtem dní, musíme všechna období přepočítat na jednotkový časový interval. Tímto předejdeme zkreslenému srovnání. Této operaci říkáme očišťování časových řad od důsledků kalendářních variací nebo zkráceně kalendářní očišťování. Očištěné údaje vypočteme vzorcem

$$y_t^* = y_t \frac{\bar{k}_t}{k_t},$$

kde y_t je hodnota očišťovaného ukazatele v příslušném dílčím období, \bar{k}_t je průměrný počet kalendářních dní v dílčím období, k_t je počet kalendářních dní v příslušném dílčím období a y_t^* je kalendářně očištěná hodnota.

Okamžikové časové řady tvoří ukazatelé, které se vztahují k určitému okamžiku, například dni. Prostý součet proto nemá reálný smysl. K shrnutí řad tohoto typu používáme tzv. chronologický průměr, jenž počítáme z okamžikových ukazatelů. Dalším členěním časových řad je členění podle periodicity, s jakou jsou údaje v řadách sledovány, na roční (někdy také dlouhodobé) a krátkodobé (čtvrtletní, měsíční aj. periody). Podle druhu sledovaných ukazatelů můžeme časové řady dělit na časové řady primárních (přímo zjišťovaných, neodvozených) a sekundárních (odvozených od primárních) ukazatelů. V neposlední řadě rozlišujeme dle způsobu vyjádření údajů na časové řady naturálních a peněžních ukazatelů.

Předtím než přikročíme k analýze, případně prognóze, údajů v časové řadě, musíme se přesvědčit, zdali jsou údaje srovnatelné z věcného, prostorového a časového hlediska. Z věcného hlediska musí být ukazatelé obsahově stejně vymezeny. Z hlediska prostorového se nemusí jednat pouze o stejné geografické území, ke kterému se vztahují údaje, může se lišit i organizační struktura vykazujících jednotek. Časové hledisko je popsáno u intervalových časových řad v souvislosti s kalendářním očišťováním. Někdy je důležité se ujistit i o cenové srovnatelnosti, zejména u delších časových řad, neboť je můžeme sestavit pomocí běžných (aktuálních) cen a stálých cen (cen fixovaných k určitému datu). (Hindls a kol., 2007, s. 246–252)

3.3 Elementární charakteristiky časových řad

Abychom při analýze časové řady získali rychlou a orientační představu o charakteru procesu, který tato řada reprezentuje, můžeme využít dvou základních metod. První metodou je vizuální analýza chování ukazatele pomocí grafů. Druhou metodou je využití elementárních statistických charakteristik. K těmto charakteristikám řadíme diference různého řádu, tempa a průměrná tempa růstu, průměry hodnot časové řady aj. (Hindls a kol., 2007, s. 252)

Pro časovou řadu s délkou T lze určit $T - 1$ rozměrných absolutních přírůstků (diferencí) s nulovou, kladnou nebo zápornou hodnotou. (Minařík, 2008, s. 168)

- První diference

$$d_t = y_t - y_{t-1}.$$

- Průměrný absolutní přírůstek (aritmetický průměr)

$$\bar{d} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T d_t = \frac{y_T - y_1}{T-1}.$$

- Koeficient růstu

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}.$$

- Průměrný koeficient růstu (geometrický průměr koeficientů růstu)

$$\bar{k} = \sqrt[T-1]{\prod_{t=2}^T k_t} = \sqrt[T-1]{\frac{y_T}{y_1}}.$$

- Koeficient přírůstku (relativní přírůstek)

$$\delta_t = \frac{d_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = k_t - 1.$$

- Průměrný koeficient přírůstku

$$\bar{\delta} = \bar{k} - 1.$$

Koeficient růstu a přírůstku se často uvádí v procentech. V takovém případě se charakteristikou $100k_t$ rozumí tempo růstu a $100\delta_t$ tempo přírůstku. Obdobně lze definovat průměrné tempo růstu a průměrné tempo přírůstku.

3.4 Přístupy k modelování časových řad

3.4.1 Jednorozměrný model

Tento model je tradičním výchozím principem modelování časových řad

$$y_t = f(t, \varepsilon_t),$$

kde y_t je hodnota modelovaného ukazatele v čase $t, t = 1, 2, \dots, T$ a ε_t je hodnota náhodné složky.

K tomuto modelu přistupujeme pomocí klasického modelu, který je pouze popisem formy pohybu. Vychází z dekompozice řady na čtyři složky (formy) časového pohybu. Avšak souběžná existence všech čtyř forem není nutná v jedné časové řadě. Časovou řadu tedy dekomponujeme na trendovou T_t , sezónní S_t , cyklickou C_t a náhodnou ε_t složku. Vlastní tvar rozkladu je obvykle aditivního typu:

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t = Y_t + \varepsilon_t,$$

pro $t = 1, 2, \dots, T$, kde Y_t se často označuje jako teoretická (modelová, systematická, deterministická) složka ve tvaru $T_t + S_t + C_t$.

Trend chápeme jako hlavní tendenci dlouhodobého vývoje hodnot analyzovaného v čase. Trend proto může být rostoucí, klesající nebo konstantní (Hindls, 2007, s. 254). Nejčastěji se modeluje pomocí matematických křivek nebo například s využitím klouzavých průměrů (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 136).

Sezónní složka je pravidelně se opakující odchylka od trendové složky u časových řad s periodicitou kratší než jeden rok nebo rovnu jednomu roku. Příčiny mohou být různé. Dochází k nim například v důsledku ročních období, pracovního cyklu a podobně.

Cyklickou složku chápeme jako kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje s délkou vlny delší než jeden rok. Hovoříme proto například o cyklech demografických, inovačních atd.

Náhodná složka je veličina, kterou nemůžeme popsat žádnou funkcí času. Po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky dostaneme právě tuto náhodnou složku. V ideálním případě jsou jejím zdrojem drobné příčiny, které jsou vzájemně nezávislé. Poté se jedná o náhodnou (stochastickou) složku, jež můžeme popsat pravděpodobnostně. (Hindls, 2007, s. 255)

3.4.2 Vícerozměrný model

Vícerozměrný model je takový model, kdy vývoj analyzovaného ukazatele není ovlivňován pouze časovým faktorem, ale i jinými ukazateli. Tyto ukazatele nazýváme příčinné nebo faktorové. Model lze poté zapsat ve formě

$$y_t = f(t, x_1, x_2, \dots, x_n, \varepsilon_i),$$

kde x_1, x_2, \dots, x_n jsou ukazatelé ovlivňující analyzovaný ukazatel y . (Hindls a kol., 2007, s. 256)

3.5 Popis trendové složky

Jedním z nejdůležitějších úkolů analýzy časových řad je bezpochyby popis tendence vývoje analyzované řady. Trendových funkcí existuje mnoho, včetně lineárního, parabolického, exponenciálního, modifikovaného (posunutého) exponenciálního a logistického trendu a také Gompertzovy křivky.

K odhadu parametrů trendových funkcí se nejčastěji využívá metoda nejmenších čtverců. Lze ji ovšem použít jen v případě, že zvolená trendová funkce je lineární v parametrech. Tato metoda disponuje řadou výhod, minimalizuje rozptyl reziduální složky, je poměrně jednoduchá a numericky snadná. Odhady parametrů lze tímto způsobem přímo získat pouze u lineární a parabolické trendové funkce. U exponenciální trendové funkce se před aplikováním této metody

musí použít linearizující transformace. U dalších výše uvedených trendových funkcí toto však není možné a je nutné přistoupit k jiným metodám odhadu jejich parametrů. (Hindls a kol., 2007, s. 256–257)

3.5.1 Lineární trend

Jedná se o nejčastěji používaný typ trendové funkce. Je to zejména díky tomu, že jej můžeme využít vždy alespoň k orientačnímu určení základního směru vývoje analyzované časové řady. Další důležité využití má v určitém omezeném časovém intervalu, kdy může posloužit jako vhodná aproximace jiných trendových funkcí. Lineární trend neboli trendovou přímkou vyjádříme tvarem

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t,$$

kde β_0 a β_1 jsou neznámé parametry, $t = 1, 2, \dots, T$ je časová proměnná. K odhadu neznámých parametrů β_0 a β_1 (označené jako b_0 a b_1) aplikujeme metodu nejmenších čtverců, jež dává nejlepší nevyčýlené odhady. Poté vyřešíme dvě normální rovnice (Hindls a kol., 2007, s. 257–258)

$$\sum_{t=1}^T y_t = T b_0 + b_1 \sum_{t=1}^T t,$$

$$\sum_{t=1}^T t y_t = b_0 \sum_{t=1}^T t + b_1 \sum_{t=1}^T t^2.$$

Vyřešením soustavy rovnic dostaneme odhady parametrů

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{t},$$

$$b_1 = \frac{\sum_{t=1}^T t y_t - \bar{t} \sum_{t=1}^T y_t}{\sum_{t=1}^T t^2 - T \bar{t}^2}.$$

3.5.2 Parabolický trend

Má tvar

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2,$$

kde $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ jsou neznámé parametry a $t = 1, 2, \dots, T$ je časová proměnná. Jedná se o často používaný typ trendové funkce. Jelikož je opět lineární v parametrech, pro odhad parametrů používáme metodu nejmenších čtverců a po provedení transformace časové proměnné vyřešíme soustavu tří normálních rovnic (Hindls a kol., 2007, s. 262–263)

$$\sum_{t=1}^T y_t = T b_0 + b_1 \sum_{t=1}^T t' + b_2 \sum_{t=1}^T t'^2,$$

$$\sum_{t=1}^T y_t t' = b_0 \sum_{t=1}^T t' + b_1 \sum_{t=1}^T t'^2 + b_2 \sum_{t=1}^T t'^3,$$

$$\sum_{t=1}^T y_t t'^2 = b_0 \sum_{t=1}^T t'^2 + b_1 \sum_{t=1}^T t'^3 + b_2 \sum_{t=1}^T t'^4.$$

Pokud platí podmínka $\sum t' = 0$, dostaneme tyto odhady parametrů

$$b_0 = \frac{\sum y_t \sum t'^4 - \sum t'^2 \sum y_t t'^2}{T \sum t'^4 - (\sum t'^2)^2},$$

$$b_1 = \frac{\sum y_t t'}{\sum t'^2},$$

$$b_2 = \frac{T \sum y_t t'^2 - \sum y_t \sum t'^2}{T \sum t'^4 - (\sum t'^2)^2}.$$

3.6 Volba vhodného modelu trendu

K rozhodnutí o volbě konkrétního typu trendové funkce nám pomohou následující kritéria.

- Věcně ekonomická kritéria, kdy volíme trendovou funkci na základně analýzy zkoumaného ekonomického jevu. V některých případech můžeme posoudit, zdali jde o funkci rostoucí nebo klesající, připadá-li v úvahu inflexní bod, zdali je funkce nekonečně rostoucí nebo s růstem ke konečné limitě. Toto kritérium však dává pouze hrubé rysy o základních tendencích ve vývoji analyzovaného ukazatele.
- Analýza grafu je další jednoduchou možností volby. Tato analýza v sobě však skrývá nebezpečí jednak v subjektivitě vizuálního výběru, kdy mohou různí lidé dojít k různým závěrům a jednak v tom, že tvar grafu je do velké míry závislý na volbě měřítka.
- Rozbor empirických údajů je vhodnější při volbě vhodného typu trendové funkce, neboť není ovlivněn subjektivitou jako dvě předešlá kritéria. Toto kritérium se dělí na tzv. interpolační a extrapolaciční kritéria. Interpolační kritérium znamená, že hledáme vhodný model na základě analýzy časové řady v minulosti. Mezi takové kritérium patří například minimalizace reziduálního součtu čtverců, index korelace a jiné. Extrapolaciční kritérium

je používáno při prognóze budoucího vývoje časové řady. K tomu se používají různé míry přesnosti předpovědí. Ovšem model, který dobře popisuje minulost, nemusí správně fungovat pro tvorbu prognóz (Hindls a kol., 2007, s. 286–287). Míry přesnosti vyrovnaní charakteristiky reziduí (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 141):

M.E. = střední chyba odhadu

$$M.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t.$$

M.A.E. = střední absolutní chyba

$$M.A.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t|.$$

M.S.E. = střední čtvercová chyba

$$M.S.E. = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2.$$

R.M.S.E. = směrodatná odchylka

$$R.M.S.E. = \sqrt{M.S.E.}$$

3.7 Klouzavé průměry

Tato adaptivní metoda vyrovnaní vychází z principu, kdy posloupnost empirických pozorování nahradíme průměry, které vypočteme z těchto pozorování. Při výpočtu jednotlivých průměrů postupujeme vždy o jedno pozorování napřed a zároveň nejstarší pozorování vypouštíme. Důležitým aspektem této metody je stanovení počtu pozorování neboli klouzavé části, jež značíme $m = 2p + 1$ pro $m < T$, kde T je celkový počet pozorování. Jedná se o časový interval určité délky posunující se po časové ose vždy o jednotku. Délka klouzavé části se většinou stanovuje na základě věcné analýzy zkoumaného ekonomického jevu. Dělí se na několik typů (Hindls a kol., 2007, s. 294–302):

- Prostý klouzavý průměr předpokládá lineární trend na klouzavých částech. Příkladem může být sedmičlenný klouzavý průměr, který se používá u řad o rozsahu $m = 7$ pozorování, např. v rámci týdne, a můžeme ho zapsat formou

$$\frac{1}{7}[1, 1, 1, 1, 1, 1, 1].$$

- Vážený klouzavý průměr předpokládá na klouzavých částech parabolický trend. Například se může jednat o sedmičlenný vážený klouzavý průměr, kterému přísluší systém vah

$$\frac{1}{21}[-2, 3, 6, 7, 6, 3, -2].$$

- Centrovaný klouzavý průměr se používá, je-li rozsah klouzavé části sudé číslo. V tomto případě střední body klouzavých částí nejsou celá čísla a nelze přímo přiřadit hodnoty klouzavých průměrů k empirickým pozorováním časové řady. Hodnotu klouzavého průměru tedy získáme prostým aritmetickým průměrem dvou sousedních klouzavých průměrů nebo přímým výpočtem formou $(m + 1)$ -členných vážených klouzavých průměrů, jejichž váhy představují prosté aritmetické průměry sousedních vah odpovídajících klouzavých průměrů. Například dvanáctičlenný prostý centrovaný klouzavý průměr získáme jako

$$\frac{1}{24}[1, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 1],$$

podobně získáme i dvanáctičlenný vážený centrovaný průměr

$$\frac{1}{224}[-9, -8, 10, 24, 34, 40, 42, 40, 34, 24, 10, -8, -9].$$

3.8 Identifikace a popis sezónní složky

U časových řad s periodicitou kratší než jeden rok (často periodičita čtvrtletní nebo měsíční) se téměř vždy vyskytují sezónní vlivy, v modelu představované jako sezónní složka. Pod pojmem sezónní vlivy chápeme soubor přímých či nepřímých příčin, které se každý rok pravidelně opakují. Nejčastěji se jedná o vlivy klimatické nebo zprostředkované, tj. společenské standardy a zvyklosti v chování lidí. Jejich působením na časovou řadu vznikají tzv. sezónní výkyvy, což jsou pravidelné výkyvy vůči určitému nesezónnímu vývoji řady. Úkolem tedy nejprve je identifikace výkyvů a určení, zda jsou tyto výkyvy statisticky významné. Následuje kvantifikace sezónních výkyvů, eliminace sezónní složky z analyzované řady neboli sezónní očišťování a výpočet sezónně očištěné časové řady. (Hindls a kol., 2007, s. 302–303)

- Konstantní sezónnost má amplitudu, jež se nemění v závislosti na směru trendové složky. Charakteristikou sezónního kolísání je rozměrná absolutní charakteristika, tzv. sezónní konstanta, která se s trendem skládá sčítáním

(Minařík, 2008, s. 181). Tato konstanta se vypočítá vztahem (Adamec, Střelec, Hampel, 2013):

$$w_j = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (Y_{ij} - T_{ij})$$

pro $i = 1, 2, \dots, k$, kde k je počet let a $j = 1, 2, \dots, m$, kde m představuje počet dílčích období v roce, tj. pro měsíční data $m = 12$. Pro sezónní konstanty musí platit

$$\sum_{j=1}^m w_j = 0.$$

Pro splnění této podmínky je někdy nutné sezónní konstanty přepočítat, přepočítané sezónní konstanty získáme vzorcem

$$w_j^* = w_j - \frac{1}{m} \sum w_j,$$

kde w_j^* je přepočítaná sezónní konstanta a w_j je dílčí sezónní konstanta.

Vyrovnané hodnoty původní časové řady získáme pomocí vzorce

$$Y_{ij} = T_{ij} + S_{ij} = T_{ij} + w_j.$$

Předpokládáme, že následkem každoročního koloběhu sezónních vlivů se v j -té sezóně opakují sezónní výkyvy β_j , nelišící se mezi léty, a že se tyto výkyvy v rámci roku vykompenzují, což vede k jejich nulovému ročnímu součtu. (Hindls a kol., 2007, s. 303)

- Proporcionální sezónnost, u které souvisí velikost kolísání s trendem, se amplituda výkyvu zvyšuje u řad s rostoucím trendem a naopak snižuje u řad s klesajícím trendem. Charakteristikou je relativní bezrozměrná charakteristika, tzv. sezónní index, jenž se skládá s trendem násobením (Minařík, 2008, s. 181). Můžeme ji zapsat (Hindls a kol., 2007, s. 308–312)

$$S_{ij} = \gamma_j T_{ij},$$

$$i = 1, 2, \dots, k,$$

$$j = 1, 2, \dots, m,$$

kde γ_j pro sezóny $j = 1, 2, \dots, m$ jsou sezónní parametry. Jelikož teoretickou hodnotu časové řady Y_{ij} získáme součtem trendové a sezónní složky, lze psát

$$Y_{ij} = (1 + \gamma_j)T_{ij}.$$

Sezónní index v j -té sezóně můžeme interpretovat tvarem

$$(1 + \gamma_j) = \frac{Y_{ij}}{T_{ij}}.$$

Jestliže $\gamma_j > 0$, jedná se o sezónní vzestup, při $\gamma_j < 0$ o sezónní pokles a při $\gamma_j = 0$ o nepůsobení sezónních vlivů v dané sezóně.

Odhady sezónních indexů na základě metody nejmenších čtverců získáme výpočtem

$$(1 + c_j) = \frac{\sum_{j=1}^k y_{ij} T_{ij}}{\sum_{i=1}^k T_{ij}^2},$$

kde c_j je odhadem γ_j .

Často se také setkáváme s metodou tzv. empirickými sezónními indexy. Nemá však příliš dobré statistické vlastnosti, zato je numericky snazší. Výpočet je v podstatě podílem empirické a vyrovnané hodnoty řady. Vyrovnanou hodnotu získáme buď vyrovnáním trendovou funkcí, nebo vyrovnáním pomocí klouzavých průměrů. Poté zbývá určit průměrné sezónní indexy, které jsou pro interpretaci rozhodující. Vypočteme je tak, že vezmeme všechny sezónní indexy příslušící k jednotlivým dílčím obdobím (např. čtvrtletí) a vypočítáme z nich průměr. Součet těchto průměrných sezónních indexů však porušuje podmínku

$$\sum_{j=1}^m (1 + c_j) = m.$$

Tuto odchylku však můžeme upravit postupem zvaným standardizace průměrných sezónních indexů. Výsledkem jsou hodnoty, které nazýváme sezónní faktory. Tento postup spočívá v úpravě indexů, aby byl součet ven m . Sezónní faktory získáme ze vztahu

$$(1 + c_j)^* = \frac{(1 + c_j) \times m}{\sum (1 + c_j)},$$

kde $(1 + c_j)^*$ představuje sezónní faktor a $(1 + c_j)$ dílčí sezónní index.

3.9 Sezónní očišťování

Abychom mohli porovnávat po sobě jdoucí údaje, je nutné je sezónně očistit. Z rozdělení časové řady na složku trendovou, sezónní a náhodnou je prvotním

úkolem zbavit řadu sezónní složky s periodicitou kratší než jeden rok nebo rovnou jednomu roku. Po odstranění této složky ještě sledujeme, jestli v časové řadě nezbyla složka cyklická, jež souvisí s hospodářským cyklem.

Existuje mnoho metod, které slouží k sezónnímu očišťování. Některé jsou jednoduché, jiné velmi komplikované. V současnosti se v praxi často používají složité počítačové programy kombinující různé metody. Obvykle vycházejí z různých typů klouzavých průměrů. Byly vyvinuty i speciální klouzavé průměry (nazývané též filtry) schopné časovou řadu dokonale očistit. Mezi další metody očišťování patří regresní metody nebo exponenciální vyrovnávání.

Jednou z metod je i algoritmus založený na empirických sezónních indexech nebo sezónních konstantách. Prvním krokem je výpočet klouzavých průměrů, dalším krokem je určení sezónních faktorů či sezónních konstant a na závěr očištění údajů původní časové řady. V posledním kroku hodnoty původní časové řady vydělíme příslušným sezónním faktorem. Při použití sezónních konstant, odpovídající konstantu odečteme od hodnoty původní časové řady. Tímto postupem získáme sezónně očištěnou časovou řadu. (Hindls a kol., 2007, s. 312–313)

3.10 Regresní analýza

K hledání, zkoumání a hodnocení souvislostí (závislostí) mezi dvěma a více statistickými znaky slouží regresní a následná korelační analýza. Pod pojmem regresní analýza se rozumí jednostranná závislost mezi vysvětlující (nezávislou) proměnnou, značenou symbolem x , a vysvětlovanou (závislou) proměnnou, značenou symbolem y . Obvykle se zde zkoumají tendence ve změnách vysvětlovaných proměnných vzhledem ke změnám vysvětlujících proměnných. Pod pojmem korelační analýza se poté rozumí vzájemná závislost, kde je kladen důraz na intenzitu vzájemného vztahu veličin.

Cílem těchto analýz je nalézt matematickou funkci, co nejlépe vyjadřující charakter závislosti, kterou nazýváme regresní funkce. Toto nám umožňuje provádět odhad hodnot závisle proměnné na základě hodnot nezávisle proměnné. Regresní analýzu dělíme na jednoduchou a vícenásobnou. V jednoduché regresní analýze zkoumáme vliv jedné vysvětlující proměnné na vysvětlovanou proměnnou. Naopak u vícenásobné regresní analýzy působí na vysvětlovanou proměnnou dvě nebo více vysvětlujících proměnných.

Vhodný typ regresní funkce nalezneme vhodnou kombinací věcně ekonomických a matematicko-statistických kritérií. Rozlišujeme mezi teoretickou a empirickou regresní funkcí. Empirickou regresní funkci počítáme z empirických údajů a jedná se o odhad teoretické regresní funkce. Pokud teoretickou regresní funkci označíme symbolem η , poté pro každé konkrétní pozorování platí rovnice

$$y_i = \eta_i + \varepsilon_i,$$

ve které y_i je i -tá hodnota vysvětlované proměnné, η_i je i -tá hodnota teoretické regresní funkce a ε_i je náhodná složka (odchylka y_i od η_i). Při neexistenci chyby ε_i , předpis funkce η s jistotou přiřazuje hodnotě vysvětlující proměnné hodnotu proměnné vysvětlované. Potom se jedná o deterministický model. Avšak tato odchylka představuje působení všech neuvažovaných činitelů na vysvětlující proměnnou, proto ji z modelu nemůžeme odstranit. Pokud tedy model obsahuje náhodnou složku, pak hovoříme o stochastickém modelu.

Nejčastěji používaným typem regresních funkcí jsou ty, které jsou lineární v parametrech. Mezi tyto funkce patří například přímková, parabolická, polynomická, hyperbolická a logaritmická regrese. Dalším typem jsou funkce, jež sice nejsou lineární v parametrech, ale pomocí linearizující transformace je můžeme snadno převést na lineární v parametrech. Sem se nejčastěji řadí exponenciální regrese. Regresní funkce lineární z hlediska parametrů můžeme psát ve tvaru

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 f_1(x) + \dots + \beta_k f_k(x),$$

kde $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ jsou neznámé parametry a f_0, f_1, \dots, f_k jsou známé (neobsahující neznámé parametry) funkce nezávisle proměnné x .

K odhadu neznámých parametrů se využívá, stejně jako u časových řad, metoda nejmenších čtverců. Je jednoduchá a splňuje podmínku minimalizace sumy čtverců odchylek empirických hodnot závisle proměnné od hodnot teoretických neboli reziduí. (Hindls a kol., 2007, s. 170–182)

3.10.1 Koeficient determinace

K posouzení, jestli je model statistický kompatibilní s použitými daty, používáme tzv. koeficient determinace, který můžeme definovat jako

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS},$$

kde RSS je reziduální součet čtverců (na minimalizaci této složky je založena metoda nejmenších čtverců), TSS je úplný součet čtverců a ESS je vysvětlený součet čtverců. Jeho hodnota se pohybuje od nuly do jedné. Pokud se blíží nule, znamená to, že tento model není příliš vhodný, naopak hodnota blížící se jedné, nám říká, že model popisuje data dobře. V praxi se taktéž vyjadřuje R^2 v procentech. (Cípra, 2008, s. 48-51)

Chceme-li srovnat více modelů, lišících se počtem pozorování nebo počtem proměnných, využijeme tzv. korigovaný koeficient determinace, jenž má tvar

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-p} (1 - R^2) \right],$$

kde p je počet nezávislých proměnných a n je rozsah výběrového souboru. Jeho hodnota bývá zpravidla nižší než u koeficientu determinace. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 62–63)

3.10.2 Testy parametrů

K testování významnosti regresních parametrů, tedy zdali jednotlivé nezávisle proměnné patří do modelu, používáme t-testy:

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \sim t_{(n-p)},$$

kde $\hat{\beta}_j$ je odhad j -tého regresního parametru pomocí metody nejmenších čtverců a $SE(\hat{\beta}_j)$ je odhadnutá střední chyba. Tento test má hypotézu $H_0: \beta_j = 0$ a $H_1: \beta_j \neq 0$. Nulovou hypotézu zamítáme, jestliže $|t| > t_{1-\frac{\alpha}{2}, n-p}$. Jelikož jsou data v této práci analyzována pomocí programu Gretl, zamítáme nulovou hypotézu, pokud tzv. p-hodnota je menší než námi zvolená hladina významnosti α .

Pro testování více parametrů současně, neboli k určení významnosti modelu jako celku, případné významnosti koeficientu determinace R^2 , využíváme tzv. F-test:

$$F = \frac{R^2 \times (n-p)}{(1-R^2) \times (p-1)} \sim F(p-1; n-p).$$

Test ověřuje hypotézu $H_0: R^2 = 0$ a $H_1: H_0$ neplatí. Nulovou hypotézu zamítáme, pokud $F > F_{1-\alpha; p-1, n-p}$, což nám vlastně říká, že žádná z vysvětlujících proměnných nevysvětluje změny ve vysvětlované proměnné. Pro posouzení kvality modelu a počtu použitých nezávislých proměnných se dává tomuto testu přednost před koeficientem determinace. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 73–77; Cipra, 2008, s. 60–69)

3.10.3 Testování specifikace modelu

Abychom si ověřili správnou specifikaci modelu, často využíváme Ramseyho RESET testu. Tento test ověřuje vhodnost funkcionálního tvaru modelu (tj. model musí být lineární v parametrech), dále pak správnou specifikaci tvaru proměnných nebo zařazení relevantních vysvětlujících proměnných. Nulová hypotéza u tohoto testu zní: specifikace je v pořádku. Naopak alternativní hypotéza: nulová hypotéza neplatí. (Cipra, 2008, s. 121–122)

Dalším testem k otestování funkční formy regresoru je test založený na Lagrangeových multiplikátorech (zkráceně LM test). Tento test se používá ve dvou

variantách a to v mocninné a logaritmické. Nulová hypotéza LM testu nám říká, že je model lineární (funkční forma je v pořádku) a alternativní hypotéza, že model je nelineární (funkční forma je chybná).

Závěry RESET a LM testu bývají často shodné. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 93–94)

3.10.4 Heteroskedasticita

Předpokladem klasického lineárního modelu je konstantní rozptyl u reziduálních složek, který nazýváme homoskedasticita. Pokud je tento předpoklad porušen, poté hovoříme o heteroskedasticitě.

Heteroskedasticitu můžeme rozpoznat pomocí grafů, i když k tomuto je nutné znát příčinu heteroskedasticity. V praxi však často příčinu neznáme, a proto se využívají různé statistické testy. Jedním z nejpoužívanějších je Whiteův test, jenž je založen na vytvoření pomocného modelu, kde pracuje s hodnotami reziduí získaných metodou nejmenších čtverců.

Důsledkem ignorování heteroskedasticity zůstává odhad parametrů nestranný a konzistentní, nikoliv však nejlepší. Některé další odhady bývají nadhodnoceny či podhodnoceny. Testovací hypotézy jsou: H_0 : homoskedasticita chybového členu a H_1 : heteroskedasticita. (Cipra, 2008, s. 84–87)

3.10.5 Autokorelace

Jestliže je regresní model vyjádřen pomocí dat ve tvaru časové řady, dochází mnohdy k porušení předpokladu nekorelovaných reziduí. Reziduální složka je tedy korelovaná se svými zpožděnými a budoucími hodnotami. Pokud se tak odehrává v rámci jedné časové řady, hovoříme o autokorelovanosti reziduí.

V praxi se nejčastěji setkáme s autokorelací prvního řádu, na kterou můžeme použít Durbin-Watsonův test (Cipra, 2008, s. 94–95). Tento test je založen na podílu součtu čtverců diferencí sousedních hodnot reziduí a reziduálního součtu čtverců (Gujarati, 2004, s. 467). Pro autokorelace vyšších řádů se využívá např. Ljungův-Boxův test nebo Breuschův-Godfreyův test apod.

Důsledky autokorelace jsou velmi podobné důsledkům heteroskedasticity. Odhady parametrů zůstávají nestranné a konzistentní, ne však obecně nejlepší. U pozitivní autokorelace může dojít k tomu, že se některé parametry neoprávněně prezentují jako významné nebo ke zvětšení koeficientu determinace, což by mohlo vést k přijetí modelu jako celku (Cipra, 2008, s. 97–100). V tomto případě nám nulová hypotéza říká, že sériová korelace neexistuje, kdežto alternativní říká, že sériová korelace existuje. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 97–98)

3.10.6 Model rozložených časových zpoždění

Jedná se o model, ve kterém existují zpožděné vysvětlující proměnné, nikoliv však zpožděná vysvětlovaná proměnná. To znamená, že vysvětlující proměnná má vliv v modelu rozložen do většího počtu období v minulosti. Rozlišujeme vliv okamžitý, kumulovaný a dlouhodobý. (Cipra, 2008, s. 109–110)

3.10.7 Multikolinearita

Posledním předpokladem je nekorelovanost, neboli závislost, mezi vysvětlujícími proměnnými. Při porušení tohoto předpokladu dochází až k vysoké vzájemné korelovanosti, což můžeme vyčíst z vysoké hodnoty výběrového korelačního koeficientu.

Model, ve kterém se multikolinearita vyskytuje, má větší koeficient determinace, avšak odhadnuté parametry mohou být nevýznamné. Rovněž může nastat problém, kdy nemůžeme spolehlivě určit vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Bývá také náchylný i na malé změny v jeho specifikaci, jako je přidání či odebrání některé vysvětlující proměnné.

Při výskytu multikolinearity můžeme využít několik postupů, např. multikolinearitu ignorovat, neboť někdy bývá regresní model přiměřený i přes její existenci. Můžeme také vynechat vysvětlující proměnné, které multikolinearitu způsobují, popřípadě rozšíříme datový soubor, abychom multikolinearitu potlačili (Cipra, 2008, s. 117–120). Problém multikolinearity odhalíme pomocí tzv. VIF koeficientů. Ty uvádí, kolikrát se zvýšil rozptyl j -tého koeficientu regrese oproti případu, ve kterém jsou regresory v modelu vzájemně lineárně nezávislé. Hodnota $VIF(\beta_j) = 1$ udává, že k výskytu multikolinearity nedošlo. Většinou se výskyt multikolinearity považuje za vysoce pravděpodobný, pokud hodnota $VIF(\beta_j) > 10$. (Adamec, Střelec, Hampel, 2013, s. 107)

4 Výsledky a diskuze

4.1 Nákup kuřat

Nejprve původní data měsíčních nákupů kuřat živé hmotnosti v tunách od ledna 2008 do prosince 2012 kalendářně očištíme. V tabulce č. 1 jsou uvedeny původní a kalendářně očištěná data za rok 2012.

Tab. 1 Původní a kalendářně očištěná data nákupu kuřat v tunách ž. hm. v roce 2012

Rok 2012	Původní hodnoty	Kalendářně očištěné hodnoty
Leden	17 302	16 977
Únor	15 861	17 230
Březen	18 251	17 908
Duben	18 456	18 712
Květen	20 189	19 809
Červen	18 665	18 925
Červenec	18 525	18 176
Srpen	20 045	19 668
Září	18 261	18 515
Říjen	21 598	21 191
Listopad	19 450	19 720
Prosinec	17 192	16 869

Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013c; vlastní úpravy

Poněvadž jsou měsíce přepočítány na průměrný počet činící 30,42 dní, očištěné hodnoty se tak mění v závislosti na počtu dní v jednotlivých měsících. Z tabulky tedy můžeme vyčíst, že v měsících s 31 dny se očištěné hodnoty snižují, na druhou stranu, v měsících s 30 dny se hodnoty zvyšují. Nejvýraznější změny jsou viditelné v únoru, kdy se kalendářně očištěné hodnoty zvyšují nejvíce. Původní a kalendářně očištěná data za rok 2008 až 2012 jsou uvedeny v příloze A v tabulce č. 17 a 18.

4.1.1 Elementární charakteristiky

K základní představě o chování této časové řady nám poslouží elementární charakteristiky. K hodnocení řady jako celku využijeme průměrného absolutního přírůstku, průměrného koeficientu růstu a průměrného koeficientu přírůstku.

$$\bar{d} = \frac{16869 - 21057}{60 - 1} = -71,$$

$$\bar{k} = \sqrt[59]{\frac{16869}{21057}} = 0,9962,$$

$$\bar{\delta} = 0,9962 - 1 = -0,0038.$$

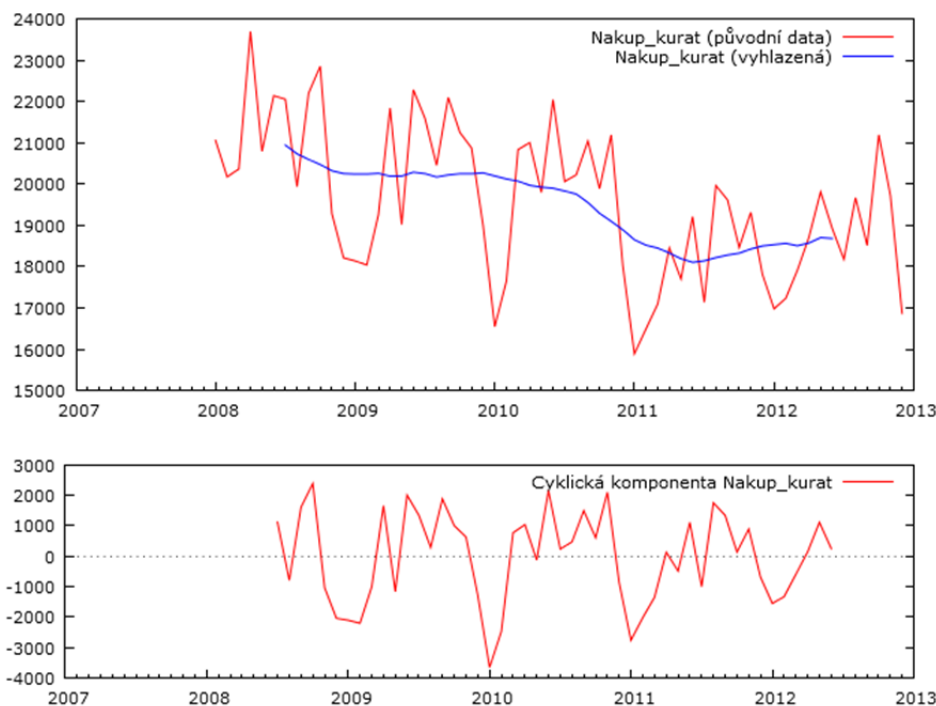
Z těchto výpočtů vyplývá, že průměrný absolutní meziměsíční pokles množství nakoupených kuřat se rovná 71 tunám, což v procentním vyjádření představuje pokles o 0,38 %. Jedná se tedy o úbytek mírný a meziměsíční změny nejsou příliš výrazné. To potvrzuje i průměrný koeficient růstu 99,62 %, který nám napovídá meziměsíční změnu nakoupeného množství.

V tabulce č. 23 uvedené v příloze B můžeme vidět výpočty absolutního přírůstku, koeficientu růstu a koeficientu přírůstku nákupu kuřat v letech 2008 až 2012. Z výpočtů je patrné, že největší úbytek v množství nákupu nastal mezi říjnem a listopadem roku 2008. Jeho hodnota činila -3 568 tun, v procentech se množství snížilo o 15,61 %. Největší zvýšení nákupu kuřat v tunách bylo zaznamenáno mezi měsíci březen a duben roku 2008, které mělo hodnotu 3 333 tun. K nejvýraznějšímu procentnímu růstu došlo mezi únorem a březnem roku 2010 a to v hodnotě 18,04 %. Dále pak můžeme vidět, že jeden měsíc množství nákupu roste a další měsíc naopak klesá, děje se tak pravidelně v řádech maximálně několik měsíců za sebou.

4.1.2 Klouzavé průměry a kvalita vyrovnaní

Poté, co jsme časovou řadu kalendářně očistili, ji musíme vyrovnat některou z trendových funkcí nebo klouzavými průměry. Z vypočtených interpolačních kritérií, ale i z běžného pohledu na časovou řadu, jsou pro tento model vhodnější dvanáctičlenné centrované klouzavé průměry.

Průběh časové řady od roku 2008 do roku 2012 je provázen mnoha sezónními výkyvy, na které se zaměříme v následujících kapitolách. Avšak je výrazně patrné, že koncem minulého a začátkem nového roku nákup kuřat výrazně klesá. Naopak v podzimním období a v některých letních měsících dosahuje nákup kuřat svého maxima.



Obr. 3 Časová řada nákupu kuřat vyrovnaná klouzavými průměry

Na obrázku č. 3 můžeme spatřit původní údaje očištěné od kalendářních variací, jejich vyrovnané hodnoty pomocí klouzavých průměrů a sezónní složku. Je zde patrný mírný pokles nakoupeného množství kuřat od roku 2008 až přibližně do poloviny roku 2010, kdy nastává výraznější úbytek, který se těsně před polovinou roku 2011 mění v mírný růst nákupu kuřat, přetrvávajícího až do konce naší sledované časové řady.

V tabulce č. 2 jsou uvedeny interpolační kritéria časové řady nákupu kuřat vyrovnané klouzavými průměry.

Tab. 2 Interpolační kritéria časové řady nákupu kuřat

M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
-17,39	1 001,27	1 731 146,51	1 315,73

Tyto kritéria jsou založena na minimalizaci sumy reziduí, a proto by měly být jejich hodnoty co nejmenší. V neposlední řadě se řídíme podle velikosti střední čtvercové chyby (M.S.E.) a směrodatné odchylky (R.M.S.E.).

4.1.3 Sezónnost a sezónní očišťování

Jakmile máme vypočtený trend a vyrovnané hodnoty, můžeme je použít pro výpočet sezónnosti. Při rozhodování mezi konstantní a proporcionální sezónností nám opět pomohou interpolační kritéria, která jsou uvedena v tabulce č. 3.

Tab. 3 Interpolační kritéria konstantní a proporcionální sezónnosti časové ř. nákupu kuřat

Sezónnost	M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
Konstantní	-17,39	486,53	469 432,16	685,15
Proporcionální	-19,82	474,20	449 366,11	670,35

Z výsledků je patrné, že v tomto modelu je vhodnější použít proporcionální sezónnost, kde kolísání souvisí s trendovou složkou. To znamená, že se amplituda zvyšuje s rostoucím trendem a snižuje s klesajícím trendem. Hodnoty získané klouzavými průměry nyní využijeme k výpočtu tzv. sezónních indexů za jednotlivé měsíce. Jelikož máme 12 měsíců a tyto indexy nedávají v součtu hodnotu 12, musíme je před sezónním očišťováním přepočítat na tzv. sezónní faktory. V tabulce č. 4 jsou uvedeny vypočtené sezónní indexy a v tabulce č. 5 sezónní faktory.

Tab. 4 Průměrné sezónní indexy časové řady nákupu kuřat

Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
0,8696	0,8958	0,9726	1,0396	0,9903	1,0726
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,0234	1,0195	1,0804	1,0540	1,0314	0,9366

Jak můžeme z tabulky sezónních indexů vyčíst, nejvíce se nakupuje kuřat v červnu a na podzim (nejvíce v září). Poté nastává snížení nakupovaného množství, jehož minimum je v lednu. Přes letní období se tak střídají růsty a úbytky nákupu kuřat. Tohle zjištění koresponduje s těmi, které jsou uvedeny výše v této kapitole. K největšímu růstu a tedy i k největší kladné změně dochází dle údajů v tabulce z května na červen, kdy se hodnota sezónního indexu mění z 0,9903 na 1,0726. Naopak největší pokles nakupovaného množství nastává mezi listopadem a prosincem, kdy dochází k propadu z hodnoty 1,0314 na hodnotu 0,9366.

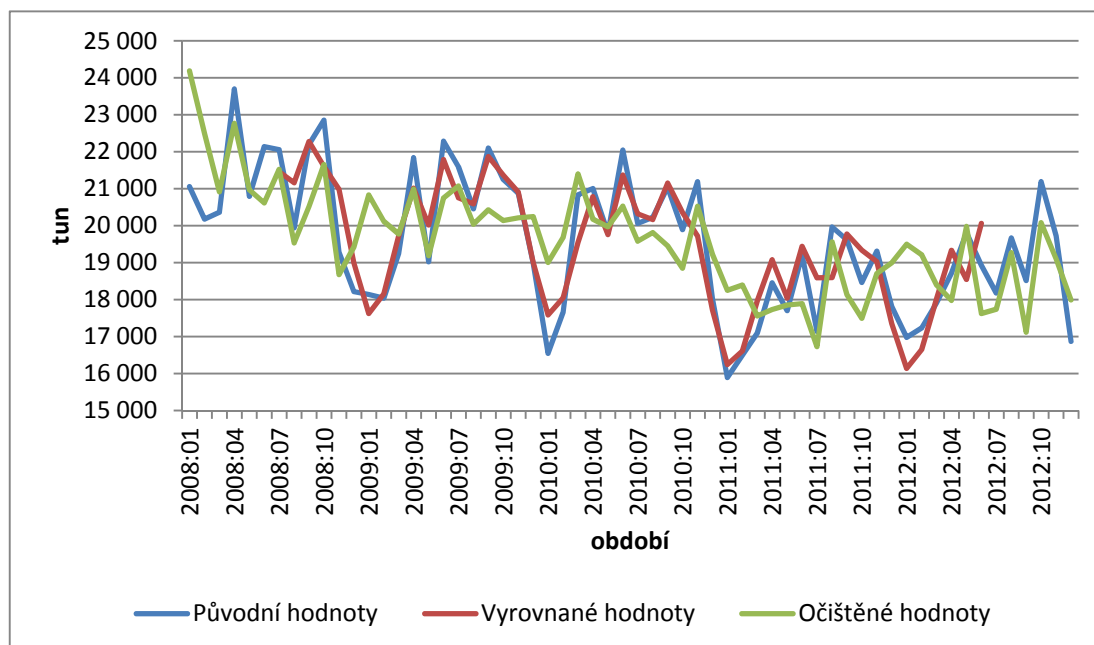
Tab. 5 Sezónní faktory časové řady nákupu kuřat

Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
0,8707	0,8969	0,9737	1,0408	0,9915	1,0739
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,0246	1,0207	1,0817	1,0552	1,0326	0,9377

S využitím sezónních faktorů z tabulky č. 5 jsme vypočetli vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty, které jsou uvedeny v příloze C v tabulce č. 26. Vyrovnané hodnoty jsme vypočetli tak, že jsme hodnotu trendu v konkrétním měsíci vynásobili sezónním faktorem náležícím k tomuto měsíci. Při výpočtu sezónně očiš-

těných hodnot jsme poté původní hodnoty konkrétního měsíce časové řady vydělili sezónním faktorem toho samého měsíce.

Původní, vyrovnané a sezónně očištěné údaje můžeme vidět na obrázku č. 4.



Obr. 4 Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady nákupu kuřat

4.2 Průměrné dovozní ceny drůbežího masa

Od vstupu České republiky do EU se každoročně zvyšuje dovoz drůbežího masa na český trh. Dovozní ceny tak hrají roli v chování spotřebitelů, ale i v chování domácích zpracovatelů, kteří se snaží těmto cenám konkurovat. Proto se nyní zaměříme na vývoj dovozních cen v čase.

Jelikož se jedná o průměrné měsíční ceny od roku 2008 do roku 2012, není třeba tuto časovou řadu očišťovat od kalendářních variací. Původní data jsou uvedena v příloze A v tabulce č. 19.

4.2.1 Elementární charakteristiky

$$\bar{d} = \frac{51,24 - 43,95}{60 - 1} = 0,1236,$$

$$\bar{k} = \sqrt[59]{\frac{51,24}{43,95}} = 1,0026,$$

$$\bar{\delta} = 1,0026 - 1 = 0,0026.$$

Na výpočtech vidíme, že v tomto případě se jedná o růst cen. V absolutním vyjádření se dovozní cena meziměsíčně zvýší o 12 haléřů. V procentech tuto změnu můžeme vyjádřit, jako růst cen o 0,26 %. Průměrný koeficient růstu potvrzuje mírné meziměsíční zvyšování cen v hodnotě 0,26 %.

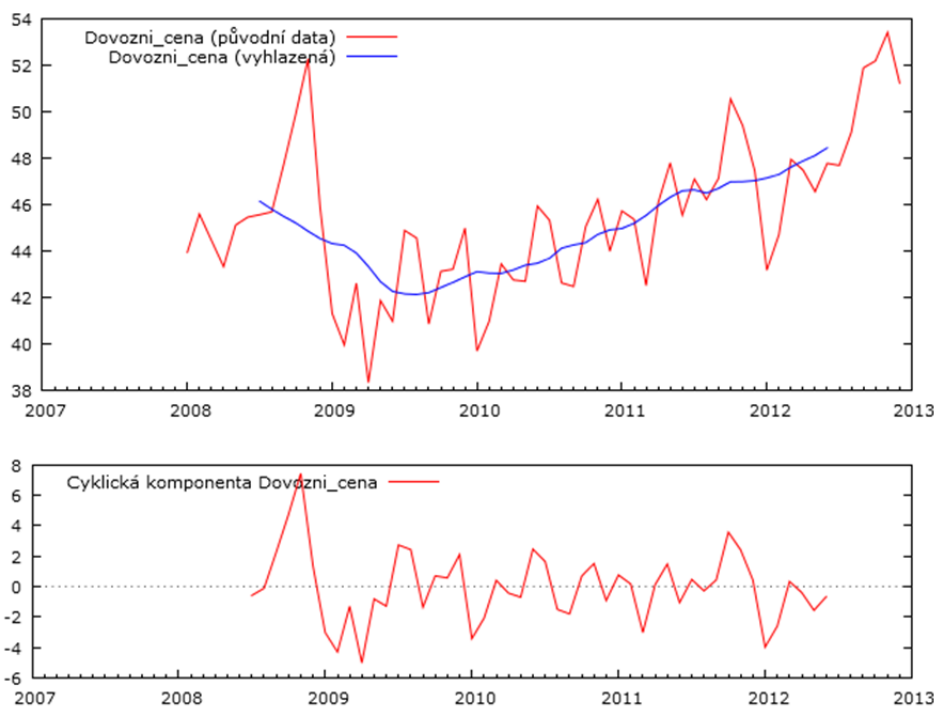
Zbylé elementární charakteristiky této časové řady jsou vypočítány v příloze B v tabulce č. 24. Z těchto výpočtů můžeme vyčíst další změny v průběhu časové řady. Největší propad cen nastal mezi listopadem a prosincem roku 2008. Toto výrazné snížení činilo –6,38 Kč. V procentním vyjádření se tak jednalo o pokles o 12,20 %. Naopak největší růst cen byl zaznamenán v období mezi červnem a červencem roku 2009. Tehdy vzrostla cena o 9,54 %, což bylo zvýšení o 3,91 Kč. I tato časová řada vykazuje růst či snižování cen nanejvýše několik měsíců v řadě než dochází ke změně. Výjimku může tvořit sedmiměsíční růst cen v roce 2008 nebo ke konci roku 2012.

4.2.2 Klouzavé průměry a kvalita vyrovnání

I zde z výpočtů interpolačních kritérií, i z pouhého pohledu na časovou řadu, vyplývá, že nejlepším způsobem pro popis této řady, budou centrované dvanáctičlenné klouzavé průměry.

Z průběhu časové řady můžeme vyčíst, že ke konci každého roku dochází k propadům dovozních cen, tento úbytek je patrný i v 1. čtvrtletí některých let. Nejvyšší hodnoty však převládají přibližně v polovině každého roku a na podzim daného roku.

Na obrázku č. 5 je vyobrazena časová řada původních dat průměrných dovozních cen, vyrovnaných hodnot a reziduální složky. Můžeme vidět, že trend je od roku 2008 klesající. V první polovině roku 2009 se však stává rostoucím. Tento trend následně pokračuje až do konce roku 2012.



Obr. 5 Časová řada průměrných dovozních cen vyrovnaná klouzavými průměry

V tabulce č. 6 jsou uvedeny vypočítané interpolační kritéria časové řady průměrných dovozních cen vyrovnaných klouzavým průměrem.

Tab. 6 Interpolační kritéria časové řady průměrných dovozních cen

M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
-0,0149	1,3877	4,2355	2,0580

4.2.3 Sezónnost a sezónní očišťování

Za pomoci vyrovnaných hodnot získaných klouzavým průměrem nyní vypočítáme interpolační kritéria, která nám pomohou při rozhodování mezi konstantní a proporcionalní sezónností. Tato kritéria jsou uvedena v tabulce č. 7.

Tab. 7 Interpolační kritéria konstantní a proporcionalní sezónnosti časové ř. dovozních cen

Sezónnost	M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
Konstantní	-0,0149	1,1212	2,2298	1,4932
Proporcionalní	-0,0126	1,1165	2,2249	1,4916

Z výpočtů vyplývá, že v tomto modelu je opět výhodnější využít proporcionalní sezónnost. Proto z vyrovnaných hodnot vypočteme sezónní indexy, které však

následně přepočítáme na sezónní faktory, aby jejich součet dával 12. V tabulce č. 8 jsou uvedeny spočítané sezónní indexy a v tabulce č. 9 pak sezónní faktory.

Tab. 8 Průměrné sezónní indexy časové řady průměrných dovozních cen

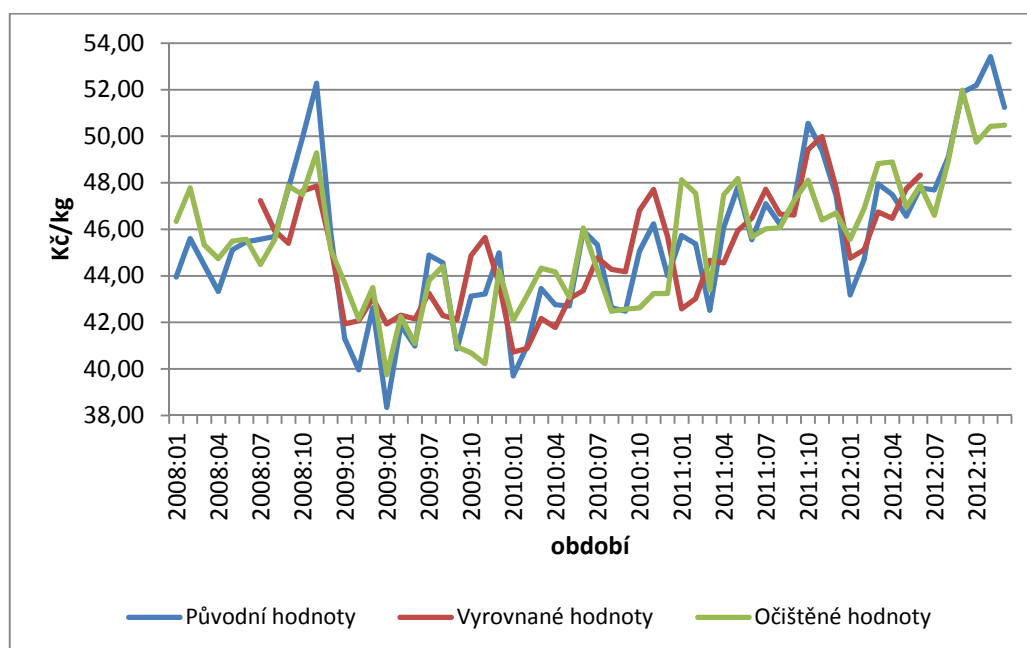
Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
0,9462	0,9513	0,9802	0,9695	0,9913	0,9965
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,0228	1,0023	0,9984	1,0551	1,0669	1,0161

Z tabulky sezónních indexů můžeme vyčíst, že v prvním pololetí cena od své nejnižší hodnoty v lednu šplhá zpět k normální hodnotě. V druhém pololetí, až na měsíc září, naopak cena jen roste, což potvrzuje maximum v listopadu. V tomto podzimním období je poptávka po drůbežím mase nejvyšší, což by mohlo vysvětlovat, proč i dovozní cena dosahuje své nejvyšší hodnoty. Není tedy překvapením, že k nejvýraznější kladné změně dochází mezi zářím a říjnem, kdy se hodnota sezónního indexů mění z 0,9984 na 1,0551. K nejvyššímu propadu dovozní ceny vzhledem k trendu dochází mezi prosincem a lednem, kdy se hodnota sezónního indexu mění z 1,0161 na 0,9462.

Tab. 9 Průměrné sezónní faktory časové řady průměrných dovozních cen

Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
0,9465	0,9516	0,9805	0,9698	0,9916	0,9968
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,0230	1,0025	0,9987	1,0554	1,0672	1,0164

Pomocí těchto sezónních faktorů jsme následně vypočítali vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty, které jsou uvedeny v příloze C v tabulce č. 27. Tyto hodnoty časové řady průměrných dovozních cen můžeme vidět na obrázku č. 6.



Obr. 6 Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady dovozních cen

4.3 Průměrné vývozní ceny drůbežího masa

V posledních letech roste i význam vývozu drůbežího masa. Čeští zpracovatelé se snaží prosadit i na cizích trzích. Vyšší vývozní ceny naznačují, že se z České republiky vyváží kvalitní drůbeží maso, které je schopno konkurovat v řadě členských států Evropské unie tamním produktům. V této kapitole se zaměříme na analýzu časové řady průměrných vývozních cen.

Poněvadž pracujeme s průměrnými měsíčními cenami od ledna 2008 do prosince 2012, není nutno tuto časovou řadu kalendářně očišťovat. V příloze A v tabulce č. 20 poté nalezneme původní data.

4.3.1 Elementární charakteristiky

$$\bar{d} = \frac{57,16 - 46,80}{60 - 1} = 0,1756,$$

$$\bar{k} = \sqrt[59]{\frac{57,16}{46,80}} = 1,0034,$$

$$\bar{\delta} = 1,0034 - 1 = 0,0034.$$

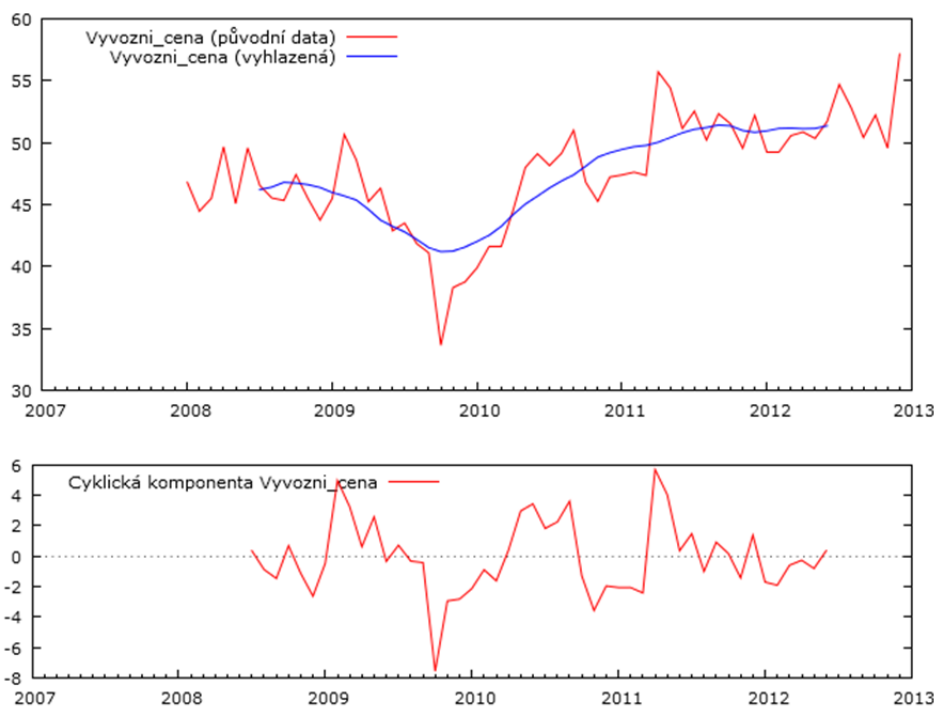
U vývozních cen vidíme, že ceny taktéž rostou. Meziměsíčně vzrostou o zhruba 18 haléřů. Relativně poté rostou o 0,34 %. Růst cen není nikterak dramatický. Průměrné tempo růstu má hodnotu 100,34 %.

Další elementární charakteristiky popisující tuto časovou řadu jsou uvedeny v příloze B v tabulce č. 25. Z nich například zjistíme, že k největšímu propadu vývozních cen došlo mezi zářím a říjnem roku 2009. Tehdy se cena snížila o 7,45 Kč., což v procentech znamená pokles o 18,13 %. Na obrázku č. 7 vidíme, že v tomto období dosáhla cena svého absolutního minima. Mezi březnem a dubnem roku 2011 nastal nejvýraznější růst cen a to o 8,35 Kč, v relativním vyjádření pak o 17,63 %. Vývozní cena tak vyšplhala na svoji druhou nejvyšší hodnotu v celém sledovaném období. Můžeme také konstatovat, že se zvyšování a snižování cen děje opakovaně, ne však v delším období jak několik měsíců.

4.3.2 Klouzavé průměry a kvalita vyrovnání

I v průběhu této časové řady se vyskytují mnohé výkyvy a zlomy, které by po vyrovnání přímkou či parabolou nepřinesly tak kvalitní trend. Proto jsou zde opět využity centrované klouzavé průměry s délkou dvanáct. Toto rozhodnutí potvrzují i interpolační kritéria.

Z průběhu časové řady na obrázku č. 7 je patrné, že cena roste převážně v letním období, naopak na podzim a v zimě výrazně klesá. Od počátku sledované řady je trend klesající až do října roku 2009, kdy dochází k propadu ceny pod hranici 34 Kč/kg. Koncem roku 2009 až po konec roku 2012, kde časová řada končí, však přetrvává rostoucí trend.



Obr. 7 Časová řada průměrných vývozních cen vyrovnaná klouzavými průměry

K ověření zvoleného trendu, tedy vyrovnáním řady klouzavými průměry použijeme interpolační kritéria uvedená v tabulce č. 10.

Tab. 10 Interpolační kritéria časové řady průměrných vývozních cen

M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
-0,0825	1,4770	4,5887	2,1421

4.3.3 Sezónnost a sezónní očišťování

Po zvolení správného trendu a vypočítání vyrovnaných hodnot, tyto hodnoty použijeme pro výpočet interpolačních kritérií jednotlivých sezónností. Podle kritérií uvedených v tabulce č. 11 se rozhodneme, jestli bude lepší využít konstantní nebo proporcionální sezónnost.

Tab. 11 Interpolační kritéria konstantní a proporcionální sezónnosti časové ř. vývozních cen

Sezónnost	M.E.	M.A.E.	M.S.E.	R.M.S.E.
Konstantní	-0,0825	1,2218	3,0018	1,7326
Proporcionální	-0,0860	1,2248	3,0836	1,7560

Z výše uvedeného vyplývá, že oproti dvěma předchozím časovým řadám, je v tomto případě výhodnější využít konstantní sezónnosti, kdy se amplituda nemění v závislosti na trendové složce. Z vyrovnaných hodnot jsme tak vypočetli sezónní konstanty, které jsou uvedeny v tabulce č. 12. Ovšem před sezónním očišťováním je nutné tyto konstanty přepočítat, aby byla splněna podmínka, že suma $w_j = 0$. Přepočítané sezónní konstanty můžeme spatřit v tabulce č. 13.

Tab. 12 Sezónní konstanty časové řady průměrných vývozních cen

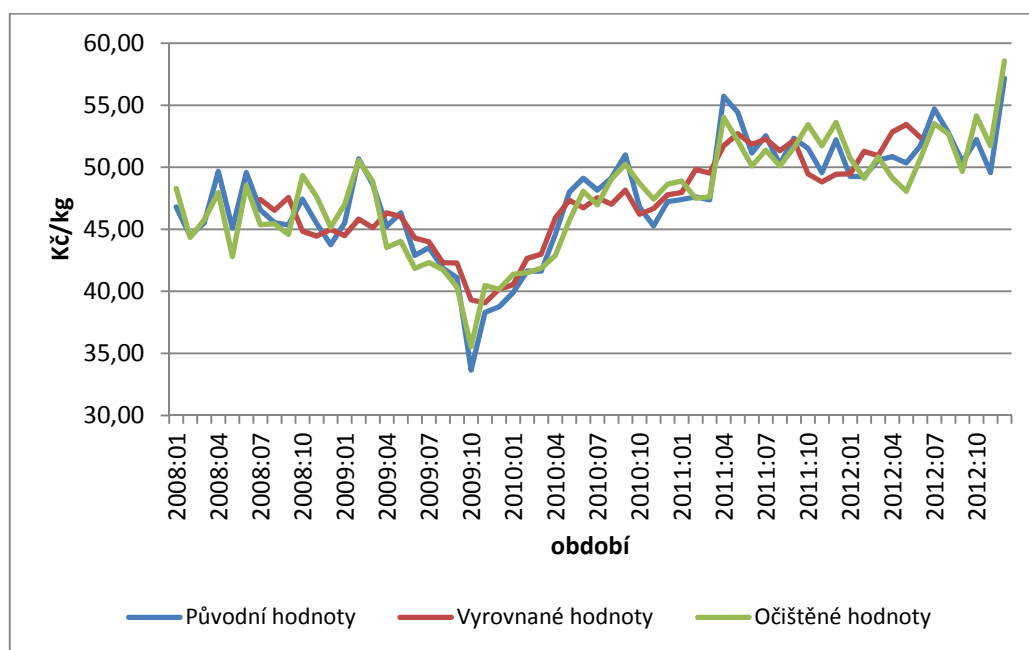
Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
-1,5950	0,0222	-0,3514	1,6030	2,1828	0,9431
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,0816	0,0039	0,6540	-2,0011	-2,2708	-1,5104

Z vypočítaných sezónních konstant je patrné, že cena roste v delším úseku od dubna do září. Nejvíce však v květnu, kdy průměrně vývozní cena vzroste o 2,18 Kč. Největší kladná změna pak byla zaznamenána mezi březnem a dubnem, kdy se cena zvýší o 1,95 Kč. V měsících, ve kterých je poptávka po drůbežím mase vysoká, vývozní cena klesá. To dokládá i výrazný pokles průměrné ceny mezi zářím a říjnem o 2,66 Kč. K nejvýraznějšímu snížení ceny tak dochází v listopadu, a to o 2,27 Kč.

Tab. 13 Přepočítané sezónní konstanty časové řady průměrných vývozních cen

Leden	Únor	Březen	Duben	Květen	Červen
-1,4918	0,1254	-0,2482	1,7062	2,2860	1,0463
Červenec	Srpen	Září	Říjen	Listopad	Prosinec
1,1847	0,1070	0,7571	-1,8980	-2,1676	-1,4072

Tyto přepočítané sezónní konstanty využijeme pro výpočet vyrovnaných a sezónně očištěných hodnot. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v příloze C v tabulce č. 28 a vyobrazeny na obrázku č. 8. Vyrovnané hodnoty získáme tak, že k vyrovnaným hodnotám klouzavými průměry v daném měsíci přičteme sezónní konstantu příslušného měsíce. Očištěné hodnoty poté vypočítáme odečtením sezónní konstanty od původních hodnot v daných měsících.



Obr. 8 Původní, vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady vývozních cen

4.4 Závislost nákupních cen kuřat a cen krmné směsi

Krmná směs představuje výrazný prvek v nákladech na chov drůbeže. V této kapitole se proto budeme věnovat určování závislosti mezi průměrnými nákupními cenami kuřat živé hmotnosti a průměrnými cenami krmné směsi. U těchto časových řad ověříme přítomnost jednotkového kořene pomocí Dickey-Fullerova testu (tzv. ADF testu). Z něj vyplývá, že časová řada průměrných nákupních cen kuřat má jednotkový kořen, jelikož při p -hodnotě 0,8256 nezamítáme nulovou hypotézu říkající, že je jednotkový kořen přítomen. Časová řada průměrných cen krmné směsi mající dle ADF testu p -hodnotu 0,3232, je rovněž nestacionární, tedy má jednotkový kořen. Proto v tomto modelu použijeme první diference průměrných měsíčních cen od ledna 2008 do prosince 2012. Tyto vypočítané diference jsou zobrazeny v příloze D v tabulce č. 29 a 30. Původní hodnoty časových řad jsou uvedeny v příloze A v tabulce č. 21 a 22.

Při určení míry závislosti využijeme regresní analýzu, zejména lineární regresi, kde je ovšem vypuštěna konstanta, neboť používáme první diference. Dále pracujeme i se zpožděnou proměnnou, a to jeden měsíc, respektive $t-1$, protože je pro model statisticky významná. Odhady parametrů regresního modelu jsou vypočítány pomocí metody nejmenších čtverců. Výsledný model je uveden v tabulce č. 14.

Tab. 14 Model závislosti prvních diferencí nákupních cen kuřat na prvních diferencích se zpožděním cen krmné směsi

$\Delta Y_i = 0,6530\Delta X_i + 0,6075\Delta X_{i-1}$		
SE	0,1705	0,1637
t-statistika	3,8300	3,7110
p-hodnota	0,0003	0,0005
n=58	F (2, 56)=23,1957	DW=1,5201
$R^2 = 0,4531$	$\bar{R}^2 = 0,4433$	

Z modelu vyplývá, že pokud v současném období vzroste změna ceny krmné směsi o 1 Kč, vzroste změna nákupní ceny o 0,65 Kč. Navíc zde působí jednoměsíční zpoždění, kdy změna ceny krmné směsi o 1 Kč ve zpoždění znamená růst nákupní ceny o 0,61 Kč. Jedná se tedy o kladnou závislost mezi cenami. Testujeme i hypotézu, že regresní koeficienty mají součet jedna. Z výsledné p-hodnoty 0,1648 nezamítáme nulovou hypotézu říkající, že je součet koeficientů roven jedné.

Významnost parametrů posuzujeme na základě t-statistiky a p-hodnoty. Parametry X_i a X_{i-1} jsou statisticky významné, neboť je jejich p-hodnota nižší než hladina významnosti 5 %, a proto zamítáme nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti parametru.

Statistickou významnost celého modelu posoudíme na základě F-testu, jehož p-hodnota činí 4,59e-08. Je tak nižší než hladina významnosti 5 %, zamítáme tak nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu a konstatujeme, že je model statisticky významný. Korigovaný koeficient determinace nám udává, kolik procent je vysvětleno modelem. V tomto případě je vysvětleno 44,33 %. Do tvorby nákupních cen tak vstupují i jiné faktory než jen ceny krmné směsi.

Tab. 15 Testování specifikace modelu

	Testovací statistika	p-hodnota
RESET test	0,1282	0,8800
Test nonlinearity (mocniny)	1,6330	0,2013
Test nonlinearity (logaritmy)	2,9091	0,0881

V tabulce č. 15 jsou uvedeny testy specifikace modelu, včetně testovacích statistik a jejich p-hodnot. Jelikož je p-hodnota u RESET testu vyšší než zvolená hladina významnosti 5 %, nulovou hypotézu nezamítáme, model je tedy správně specifikován. P-hodnota u LM testu u mocnin i logaritmů je taktéž vyšší než 5% hladina významnosti, tudíž nulovou hypotézu nezamítáme, vztah mezi proměnnými je lineární. S přihlédnutím ke všem testům můžeme konstatovat, že model je správně specifikován.

Tab. 16 Testování chybového členu

	Testovací statistika	p-hodnota
Durbin-Watsonův test	1,5201	0,0387
Whiteův test	6,6322	0,0846
Chí-kvadrát test	25,4043	0,0000

Z testů v tabulce č. 16 vyplývá, že je tento model postihnut autokorelací, neboť p-hodnota u Durbin-Watsonova testu vyšla nižší než zvolená hladina významnosti 5 %. Proto u tohoto testu nulovou hypotézu zamítáme. Tento problém lze řešit například pomocí zobecněné metody nejmenších čtverců. U Whiteova testu naopak nulovou hypotézu nezamítáme, protože výsledná p-hodnota je vyšší než hladina významnosti 5 %. Heteroskedasticita se tedy v modelu nevyskytuje. P-hodnota Chí-kvadrátu dobré shody vyšla $3,04452e-006$, tedy výrazně nižší než pětiprocentní hladina významnosti a tudíž nulovou hypotézu zamítáme. Chybový člen nemá normální rozdělení. Ceny však často bývají autokorelované a nemají normální rozdělení.

Dalším problémem vyskytujícím se v tomto modelu by mohla být multikolinearita. Její výskyt nám odhalí VIF koeficienty. Problém multikolinearity by nastal, pokud by hodnota VIF překročila hranici 10. V našem případě se tyto hodnoty rovnají hodnotě 1,175. Nebyla tak v modelu prokázána multikolinearita.

5 Závěr

V teoretické části práce bylo cílem popsat situaci na trhu s drůbežím masem a výrobky z drůbeže. Převážnou část trhu zastává firma AGROFERT HOLDING, a.s., která v minulých letech odkoupila nebo sloučila mnohé podniky, zabývající se chovem nebo zpracováním drůbeže. Díky velikosti a modernitě těchto závodů konkurují naše výrobky těm zahraničním, převážně v našich sousedících státech, což má za výsledek stále rostoucí vývoz této komodity. I přesto je saldo zahraničního obchodu výrazně záporné, podílí se na něm neustále vzrůstající dovoz levného drůbežího masa. Ten tlačí na dodavatele a nutí je držet ceny nízké. To má za následek uzavření i některých provozů, zejména těch, které se specializují na chov drůbeže. Za posledních 30 let spotřeba drůbežího masa rapidně vzrostla a dnes se drží na hranici mezi 24 a 25 kg/obyv./rok. Tato hranice se zdá být nejvyšší a i přes různé hrozby ze stran nemocí (např. ptačí chřipka) nebo nekvalitních dovezených výrobků spotřeba drůbežího masa v České republice příliš neklesá. Víceméně ustálená hranice spotřeby drůbežího masa je jedním z faktorů, které limitují rozvoj produkce. Dalším faktorem mohou být vyhlášky z EU o pohodě drůbeže, kde se drůbeži upravuje zejména velikost chovného prostoru, což má za následek snížení počtu chované drůbeže. Jelikož český spotřebitel začíná preferovat kvalitu a tuzemský původ, zpracovatelé drůbeže by se proto měli zaměřit na výrobu kvalitních domácích drůbežích výrobků.

V praktické části této práce bylo prvním cílem charakterizovat časové řady nákupu kuřat od zemědělských výrobců a průměrných dovozních a vývozních cen drůbežího masa v letech 2008 až 2012. U časové řady nákupu kuřat je jasně patrná roční sezónnost s téměř stejným průběhem. Každý rok v podzimním období a některých letních měsících roste množství nákupu kuřat. Svě nejvyšší hodnoty poté dosahuje v září. V prosinci se množství nákupu propadá, což přetrvává do ledna, kdy je množství nákupu nejnižší. Příčinnou těchto výkyvů je pravděpodobně letní sezóna a vánoční období, na které se subjekty na trhu předzásobují. Průběh nákupu kuřat ve zkoumaných letech provázal od roku 2008 do poloviny roku 2011 úbytek množství nakoupených kuřat. Od tohoto bodu do současnosti však začal mírný růst množství nákupu, což může být důsledkem poptávky po kvalitních českých drůbežích výrobcích.

U časové řady průměrných dovozních cen drůbežího masa je taktéž patrná roční sezónnost. Výkyvy časové řady průměrných dovozních cen spíše kopírují výkyvy časové řady nákupu kuřat. Tedy, že na podzim a v létě je dovozní cena nejvyšší. Což je vzhledem ke zvýšené poptávce po drůbežím mase v těchto obdobích logické. Nejvyšší průměrná dovozní cena tedy převládá v listopadu. Naopak v lednu, jako tomu bylo u množství nákupu kuřat, dosahuje svého minima. Od počátku sledovaného období v roce 2008 dovozní ceny klesaly. V první polovině roku 2009 došlo ke změně a průměrné dovozní ceny začaly růst. Tento stav přetrvává až do konce sledovaného období. Důvodem mohou být dovozy stále kvalitnějších výrobků.

Časovou řadu průměrných vývozních cen drůbežího masa opět provází roční výkyvy. Oproti průměrným dovozním cenám dochází k poklesu ceny již od října a tento stav přetrvává až do ledna. Naopak nejvyšších hodnot dosahují průměrné vývozní ceny v jarních a letních měsících. Existuje zde tedy podobnost mezi dovozními a vývozními cenami, ale výkyvy těchto řad jsou téměř opačné. Průběh časové řady průměrných vývozních cen v letech 2008 až 2012 je však velmi podobný. Na začátku sledovaného období vývozní ceny klesaly, ale po velkém propadu ke konci roku 2009 začaly výrazně růst a převýšily tak i své předchozí hodnoty. Je tedy evidentní, že je v zahraničí o české výrobky zájem. Nutno poznamenat, že v posledních letech průměrné dovozní a vývozní ceny dosahují přibližně stejných hodnot, což naznačuje, že se dováží i vyváží výrobky přibližně stejné kvality.

Dalším cílem bylo pomocí regresních metod zjistit závislost mezi průměrnými nákupními cenami kuřat od zemědělských výrobců a průměrnými cenami krmné směsi od průmyslových výrobců. Z modelu vyplývá, že průměrné nákupní ceny jsou závislé na cenách krmné směsi, jak v současném období, tak i ve zpožděném období jednoho měsíce. Mezi cenami existuje kladná závislost, kdy ceny krmné směsi v současném období více zvyšují nákupní cenu kuřat, nežli ve zpožděném měsíci. To potvrzuje skutečnost, že výkrm kuřat trvá právě 2 měsíce. Tímto modelem bylo vysvětleno přibližně 44 % variability průměrných nákupních cen. Nákupní ceny kuřat tak závisí i na jiných ukazatelích. Dalšími ukazateli mohou být kupříkladu energie vstupující do chovu drůbeže (chovné haly musí být řádně vytopeny), poptávka po kuřecích výrobcích, zejména po celém kuřeti chlazeném a kuřecích prsních řízcích a v neposlední řadě také konkurence na trhu. Celý model, včetně jednotlivých parametrů, vyšel statisticky významný a správně specifikovaný. Model se však potýká s výskytem autokorelace a s porušením normality rozdělení chybového členu k čemuž dochází u cen vždy. Naopak heteroskedasticitou ani multikolinearitou tento model postihnut není.

Závislost mezi průměrnými nákupními cenami kuřat a průměrnými dovozními či vývozními cenami nebyla zjištěna. Stejně tomu bylo mezi průměrnými nákupními cenami kuřat a průměrnými spotřebitelskými cenami kuřecích výrobků.

Z výsledných analýz časových řad a zjišťování závislostí mezi cenami vyplývá, že velkým faktorem ovlivňujícím trh s drůbežím masem je sezónní poptávka po této komoditě ze stran subjektů, které na trhu působí. Toto zjištění by se mohlo podrobit dalším výzkumům, abychom objevili příčiny v chování těchto subjektů. Na tuto práci lze navázat dalšími výpočty se zařazením nových proměnných nebo identifikací vlivů působících na jiné časové řady, abychom lépe porozuměli fungování trhu s drůbežím masem.

6 Literatura

6.1 Odborná literatura

- ADAMEC, VÁCLAV, LUBOŠ STŘELEČEK A HAMPEL. *Ekonometrie I - učební text*. 1. vyd. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013, 162 s. ISBN 978-80-7375-703-8.
- CIPRA, TOMÁŠ. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Ekopress, 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- GUJARATI, DAMODAR N. *Basic econometrics*. 4th ed. New Delhi: The McGraw-Hill Companies, 2004, 1002 s. ISBN 978-007-0597-938.
- HINDLS, RICHARD, STANISLAVA HRONOVÁ, JAN SEGER A JAKUB FISCHER. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- KUBÍČKOVÁ, LEA. Situace na trhu s drůbežím masem v České republice. In: *Firma a konkurenční prostředí 2004 – Sekce 6. Marketing, obchod a právo před vstupem do EU*. Brno: KONVOJ, s. r. o., 2004, s. 115-123. ISBN 80-7302-078-5.
- MATES, FRANTIŠEK. Drůbežářský průmysl v ČR. In: *Drůbež a mléko ve výživě člověka: konference s mezinárodní účastí: 24. 5. 2006*. Vyd. 1. Praha: Katedra kvality zemědělských produktů, Fakulta agrobiologie, potravinových a přírodních zdrojů, 2006, s. 22-25. ISBN 80-213-1548-2.
- MINAŘÍK, BOHUMIL. *Statistika I: Popisná statistika - 2. část. 3.*, přeprac. vyd. V Brně: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2008, 226 s. ISBN 978-80-7375-152-4.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Drůbež a vejce: situační a výhledová zpráva 2004*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2004. ISBN 80-7084-313-6.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Drůbež a vejce: situační a výhledová zpráva 2005*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2005. ISBN 80-7084-426-4.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Drůbež a vejce: situační a výhledová zpráva 2006*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2006. ISBN 80-7084-513-9.

6.2 Ostatní zdroje

- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Průměrné ceny průmyslových výrobců v Kč* [online]. 2013 [cit. 2013-04-21]. Dostupné z: http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/publ/7006-12-m12_2012
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Spotřeba potravin 2011* [online]. 2012 [cit. 2013-03-07]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/C40050A1DB/\\$File/21391201.pdf](https://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/C40050A1DB/$File/21391201.pdf)

- DRŮBEŽÁŘSKÝ ZÁVOD KLATOVY A.S. *O společnosti* [online]. 2011 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: <http://www.dzklatovy.cz/cesky/firma/spolecnost/o-spolecnosti/>
- Konsolidovaná výroční zpráva za rok 2011: Drůbežářský závod Klatovy a.s.* [online]. 2012 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: <https://or.justice.cz/ias/ui/vypis-sl.pdf?subjektId=isor%3a229478&dokumentId=B+235%2fSL94%40KSPL&partnum=0&variant=1&klic=12c5us>
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Drůbež a vejce: situační a výhledová zpráva 2012* [online]. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013a [cit. 2013-03-07]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/187086/SVZ_Drubez_2012.pdf
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Komoditní karta Drůbeží maso únor 2013* [online]. 2013b [cit. 2013-03-01]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/file/189755/KkDM2202k.doc>
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Statistiky: Trh drůbeže* [online]. 2013c [cit. 2013-03-01]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/statistika/drubez/?pageSize=50>
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Vepřové maso, drůbež a vejce 1. část: situační a výhledová zpráva 2011* [online]. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2011 [cit. 2013-03-10]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/125742/VEPROVE_a_DRUBEZ_7_2011_cast_1.pdf
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Zemědělství* [online]. 2009-2011a [cit. 2013-03-07]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/>
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Živočišné komodity* [online]. 2009-2011b [cit. 2013-03-07]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/zivocisne-komodity/>
- PERLÍN, CTIBOR. *Historie rozvoje oborů potravinářské technologie, techniky, výživy obyvatelstva a jakosti potravin v rámci aktivit zemědělské akademie ČR* [online]. 2006 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: http://www.agronavigator.cz/attachments/perlin_konecny.pdf
- PMU CZ, A.S. *O nás* [online]. 2006 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: http://prochazka.cz/mu/index.php?kat=pages&id_page=3
- PŘIBÍK, OLDŘICH. *Kostelecké uzeniny končí s drůbeží* [online]. 2010 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: http://www.agroweb.cz/Kostelecke-uzeniny-konci-s-drubezi__s43x46823.html
- PŘIBÍK, OLDŘICH. *Tuny živočišných výrobků nazpět* [online]. 2012 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: http://www.agroweb.cz/Tuny-zivocisnych-vyrobku-nazpet__s43x58883.html

- SZIF. *Státní zemědělský intervenční fond* [online]. 2000–2013 [cit. 2013-03-10]. Dostupné z: <http://www.szif.cz>
- VODŇANSKÁ DRŮBEŽ, A.S. *Vodňanské kuře* [online]. 2011 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: <http://www.vodnanskadrubez.cz/>
- Výroční zpráva 2011: AGROFERT HOLDING, a.s.* [online]. 2012 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: <https://or.justice.cz/ias/ui/vypis-sl.pdf?subjektId=isor%3a422676&dokumentId=B+6626%2fSL172%40MSPH&partnum=0&variant=1&klic=7k7d31>
- Výroční zpráva za rok 2011: Vodňanská drůbež, a.s.* [online]. 2012 [cit. 2013-03-08]. Dostupné z: <https://or.justice.cz/ias/ui/vypis-sl.pdf?subjektId=isor%3a314670&dokumentId=B+1953%2fSL75%40KSCB&partnum=0&variant=1&klic=f7ewq6>

Přílohy

A Původní a kalendářně očištěná data

Tab. 17 Množství nakoupených kuřat v tunách ž. hm.

Rok					
Měsíc	2008	2009	2010	2011	2012
Leden	21 461	18 484	16 861	16 193	17 302
Únor	18 572	16 606	16 248	15 184	15 861
Březen	20 753	19 624	21 234	17 422	18 251
Duben	23 371	21 542	20 714	18 199	18 456
Květen	21 189	19 385	20 176	18 038	20 189
Červen	21 835	21 978	21 741	18 948	18 665
Červenec	22 477	22 005	20 446	17 467	18 525
Srpen	20 319	20 845	20 611	20 347	20 045
Září	21 897	21 795	20 755	19 346	18 261
Říjen	23 290	21 658	20 270	18 814	21 598
Listopad	19 019	20 586	20 900	19 048	19 450
Prosinec	18 563	19 350	18 374	18 154	17 192

Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013c

Tab. 18 Kalendářně očištěné hodnoty množství nakoupených kuřat v tunách ž. hm.

Rok					
Měsíc	2008	2009	2010	2011	2012
Leden	21 057	18 136	16 544	15 888	16 977
Únor	20 175	18 039	17 651	16 495	17 230
Březen	20 363	19 255	20 834	17 094	17 908
Duben	23 696	21 841	21 002	18 452	18 712
Květen	20 791	19 021	19 796	17 699	19 809
Červen	22 138	22 283	22 043	19 211	18 925
Červenec	22 054	21 591	20 061	17 138	18 176
Srpen	19 937	20 453	20 223	19 964	19 668
Září	22 201	22 097	21 043	19 614	18 515
Říjen	22 851	21 250	19 889	18 460	21 191
Listopad	19 283	20 872	21 190	19 312	19 720
Prosinec	18 214	18 986	18 028	17 812	16 869

Tab. 19 Průměrné dovozní ceny drůbežího masa v Kč/kg

Rok	2008	2009	2010	2011	2012
Měsíc					
Leden	43,95	41,31	39,70	45,73	43,18
Únor	45,60	39,96	40,98	45,37	44,70
Březen	44,46	42,62	43,45	42,52	47,95
Duben	43,33	38,34	42,76	46,08	47,49
Květen	45,12	41,87	42,70	47,80	46,56
Červen	45,46	40,98	45,94	45,55	47,78
Červenec	45,57	44,89	45,33	47,10	47,69
Srpen	45,69	44,56	42,63	46,22	49,12
Září	47,77	40,86	42,48	47,13	51,89
Říjen	49,94	43,13	45,06	50,55	52,19
Listopad	52,28	43,22	46,23	49,40	53,42
Prosinec	45,90	44,99	44,00	47,46	51,24

Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013b

Tab. 20 Průměrné vývozní ceny drůbežího masa v Kč/kg

Rok	2008	2009	2010	2011	2012
Měsíc					
Leden	46,80	45,50	39,90	47,40	49,25
Únor	44,47	50,67	41,63	47,62	49,24
Březen	45,52	48,61	41,62	47,37	50,58
Duben	49,67	45,24	44,59	55,72	50,86
Květen	45,09	46,32	48,00	54,43	50,35
Červen	49,58	42,89	49,11	51,15	51,72
Červenec	46,56	43,51	48,16	52,55	54,70
Srpen	45,54	41,86	49,15	50,22	52,79
Září	45,34	41,10	51,00	52,34	50,43
Říjen	47,43	33,65	46,81	51,53	52,24
Listopad	45,48	38,30	45,27	49,56	49,57
Prosinec	43,76	38,76	47,23	52,21	57,16

Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013b

Tab. 21 Průměrné nákupní ceny od zemědělských výrobců kuřat v Kč/kg ž. hm.

Rok	2008	2009	2010	2011	2012
Měsíc					
Leden	23,59	20,37	20,10	20,92	22,49
Únor	23,45	20,50	20,11	21,27	22,49
Březen	23,61	20,69	20,12	21,96	22,49
Duben	23,75	20,71	20,14	22,29	22,49
Květen	23,38	20,61	20,08	22,29	22,51
Červen	23,58	20,61	20,15	22,33	22,52
Červenec	23,26	20,63	20,45	22,29	22,52
Srpen	22,67	20,59	20,46	22,31	22,79
Září	21,54	20,56	20,72	22,34	23,30
Říjen	21,26	20,57	20,95	22,50	24,11
Listopad	21,09	20,31	20,88	22,50	24,90
Prosinec	20,69	20,15	20,89	22,50	24,94

Zdroj: Ministerstvo zemědělství ČR, 2013c

Tab. 22 Průměrné ceny krmné směsi od průmyslových výrobců v Kč/kg

Rok	2008	2009	2010	2011	2012
Měsíc					
Leden	8,39	7,10	6,65	7,34	7,51
Únor	8,80	7,12	6,63	7,40	7,58
Březen	8,89	7,04	6,59	7,69	7,64
Duben	8,95	7,09	6,64	7,75	7,73
Květen	8,98	7,15	6,61	7,71	7,74
Červen	8,91	7,05	6,54	7,72	7,80
Červenec	8,84	7,03	6,56	7,72	7,95
Srpen	8,65	7,03	6,61	7,71	8,17
Září	8,25	7,07	7,04	7,75	9,06
Říjen	7,92	6,78	7,09	7,62	9,11
Listopad	7,60	6,77	7,29	7,63	9,12
Prosinec	7,50	6,76	7,34	7,61	9,12

Zdroj: Český statistický úřad, 2013

B Elementární charakteristiky časových řad

Tab. 23 Elementární charakteristiky časové řady nákupu kuřat v tunách ž. hm.

Rok	Měsíc	Y_t	d_t	k_t	δ_t
2008	Leden	21 057	-	-	-
	Únor	20 175	-882	0,9581	-0,0419
	Březen	20 363	188	1,0093	0,0093
	Duben	23 696	3 333	1,1637	0,1637
	Květen	20 791	-2 905	0,8774	-0,1226
	Červen	22 138	1 348	1,0648	0,0648
	Červenec	22 054	-84	0,9962	-0,0038
	Srpen	19 937	-2 118	0,9040	-0,0960
	Září	22 201	2 264	1,1136	0,1136
	Říjen	22 851	651	1,0293	0,0293
	Listopad	19 283	-3 568	0,8439	-0,1561
	Prosinec	18 214	-1 070	0,9445	-0,0555
2009	Leden	18 136	-78	0,9957	-0,0043
	Únor	18 039	-97	0,9947	-0,0053
	Březen	19 255	1 215	1,0674	0,0674
	Duben	21 841	2 586	1,1343	0,1343
	Květen	19 021	-2 821	0,8709	-0,1291
	Červen	22 283	3 263	1,1715	0,1715
	Červenec	21 591	-692	0,9689	-0,0311
	Srpen	20 453	-1 138	0,9473	-0,0527
	Září	22 097	1 645	1,0804	0,0804
	Říjen	21 250	-847	0,9617	-0,0383
	Listopad	20 872	-378	0,9822	-0,0178
	Prosinec	18 986	-1 886	0,9096	-0,0904
2010	Leden	16 544	-2 442	0,8714	-0,1286
	Únor	17 651	1 107	1,0669	0,0669
	Březen	20 834	3 183	1,1804	0,1804
	Duben	21 002	168	1,0081	0,0081
	Květen	19 796	-1 206	0,9426	-0,0574
	Červen	22 043	2 247	1,1135	0,1135
	Červenec	20 061	-1 982	0,9101	-0,0899
	Srpen	20 223	162	1,0081	0,0081
	Září	21 043	819	1,0405	0,0405
	Říjen	19 889	-1 154	0,9452	-0,0548
	Listopad	21 190	1 301	1,0654	0,0654
	Prosinec	18 028	-3 162	0,8508	-0,1492

2011	Leden	15 888	-2 140	0,8813	-0,1187
	Únor	16 495	607	1,0382	0,0382
	Březen	17 094	599	1,0363	0,0363
	Duben	18 452	1 358	1,0794	0,0794
	Květen	17 699	-753	0,9592	-0,0408
	Červen	19 211	1 512	1,0854	0,0854
	Červenec	17 138	-2 073	0,8921	-0,1079
	Srpen	19 964	2 826	1,1649	0,1649
	Září	19 614	-350	0,9825	-0,0175
	Říjen	18 460	-1 154	0,9411	-0,0589
	Listopad	19 312	852	1,0462	0,0462
	Prosinec	17 812	-1 500	0,9223	-0,0777
2012	Leden	16 977	-835	0,9531	-0,0469
	Únor	17 230	253	1,0149	0,0149
	Březen	17 908	678	1,0393	0,0393
	Duben	18 712	804	1,0449	0,0449
	Květen	19 809	1 097	1,0586	0,0586
	Červen	18 925	-884	0,9554	-0,0446
	Červenec	18 176	-749	0,9604	-0,0396
	Srpen	19 668	1 492	1,0821	0,0821
	Září	18 515	-1 153	0,9414	-0,0586
	Říjen	21 191	2 677	1,1446	0,1446
	Listopad	19 720	-1 471	0,9306	-0,0694
	Prosinec	16 869	-2 851	0,8554	-0,1446

Tab. 24 Elementární charakteristiky časové řady průměrných dovozních cen drůbežího masa v Kč/kg

Rok	Měsíc	Y_t	d_t	k_t	δ_t
2008	Leden	43,95	-	-	-
	Únor	45,60	1,65	1,0375	0,0375
	Březen	44,46	-1,14	0,9750	-0,0250
	Duben	43,33	-1,13	0,9746	-0,0254
	Květen	45,12	1,79	1,0413	0,0413
	Červen	45,46	0,34	1,0075	0,0075
	Červenec	45,57	0,11	1,0024	0,0024
	Srpen	45,69	0,12	1,0026	0,0026
	Září	47,77	2,08	1,0455	0,0455
	Říjen	49,94	2,17	1,0454	0,0454
	Listopad	52,28	2,34	1,0469	0,0469
	Prosinec	45,90	-6,38	0,8780	-0,1220
2009	Leden	41,31	-4,59	0,9000	-0,1000
	Únor	39,96	-1,35	0,9673	-0,0327
	Březen	42,62	2,66	1,0666	0,0666
	Duben	38,34	-4,28	0,8996	-0,1004
	Květen	41,87	3,53	1,0921	0,0921
	Červen	40,98	-0,89	0,9787	-0,0213
	Červenec	44,89	3,91	1,0954	0,0954
	Srpen	44,56	-0,33	0,9926	-0,0074
	Září	40,86	-3,70	0,9170	-0,0830
	Říjen	43,13	2,27	1,0556	0,0556
	Listopad	43,22	0,09	1,0021	0,0021
	Prosinec	44,99	1,77	1,0410	0,0410
2010	Leden	39,70	-5,29	0,8824	-0,1176
	Únor	40,98	1,28	1,0322	0,0322
	Březen	43,45	2,47	1,0603	0,0603
	Duben	42,76	-0,69	0,9841	-0,0159
	Květen	42,70	-0,06	0,9986	-0,0014
	Červen	45,94	3,24	1,0759	0,0759
	Červenec	45,33	-0,61	0,9867	-0,0133
	Srpen	42,63	-2,70	0,9404	-0,0596
	Září	42,48	-0,15	0,9965	-0,0035
	Říjen	45,06	2,58	1,0607	0,0607
	Listopad	46,23	1,17	1,0260	0,0260
	Prosinec	44,00	-2,23	0,9518	-0,0482
2011	Leden	45,73	1,73	1,0393	0,0393
	Únor	45,37	-0,36	0,9921	-0,0079
	Březen	42,52	-2,85	0,9372	-0,0628
	Duben	46,08	3,56	1,0837	0,0837

	Květen	47,80	1,72	1,0373	0,0373
	Červen	45,55	-2,25	0,9529	-0,0471
	Červenec	47,10	1,55	1,0340	0,0340
	Srpen	46,22	-0,88	0,9813	-0,0187
	Září	47,13	0,91	1,0197	0,0197
	Říjen	50,55	3,42	1,0726	0,0726
	Listopad	49,40	-1,15	0,9773	-0,0227
	Prosinec	47,46	-1,94	0,9607	-0,0393
2012	Leden	43,18	-4,28	0,9098	-0,0902
	Únor	44,70	1,52	1,0352	0,0352
	Březen	47,95	3,25	1,0727	0,0727
	Duben	47,49	-0,46	0,9904	-0,0096
	Květen	46,56	-0,93	0,9804	-0,0196
	Červen	47,78	1,22	1,0262	0,0262
	Červenec	47,69	-0,09	0,9981	-0,0019
	Srpen	49,12	1,43	1,0300	0,0300
	Září	51,89	2,77	1,0564	0,0564
	Říjen	52,19	0,30	1,0058	0,0058
	Listopad	53,42	1,23	1,0236	0,0236
	Prosinec	51,24	-2,18	0,9592	-0,0408

Tab. 25 Elementární charakteristiky časové řady průměrných vývozních cen drůbežího masa v Kč/kg

Rok	Měsíc	Y_t	d_t	k_t	δ_t
2008	Leden	46,80	-	-	-
	Únor	44,47	-2,33	0,9502	-0,0498
	Březen	45,52	1,05	1,0236	0,0236
	Duben	49,67	4,15	1,0912	0,0912
	Květen	45,09	-4,58	0,9078	-0,0922
	Červen	49,58	4,49	1,0996	0,0996
	Červenec	46,56	-3,02	0,9391	-0,0609
	Srpen	45,54	-1,02	0,9781	-0,0219
	Září	45,34	-0,20	0,9956	-0,0044
	Říjen	47,43	2,09	1,0461	0,0461
	Listopad	45,48	-1,95	0,9589	-0,0411
	Prosinec	43,76	-1,72	0,9622	-0,0378
2009	Leden	45,50	1,74	1,0398	0,0398
	Únor	50,67	5,17	1,1136	0,1136
	Březen	48,61	-2,06	0,9593	-0,0407
	Duben	45,24	-3,37	0,9307	-0,0693
	Květen	46,32	1,08	1,0239	0,0239
	Červen	42,89	-3,43	0,9259	-0,0741
	Červenec	43,51	0,62	1,0145	0,0145
	Srpen	41,86	-1,65	0,9621	-0,0379
	Září	41,10	-0,76	0,9818	-0,0182
	Říjen	33,65	-7,45	0,8187	-0,1813
	Listopad	38,30	4,65	1,1382	0,1382
	Prosinec	38,76	0,46	1,0120	0,0120
2010	Leden	39,90	1,14	1,0294	0,0294
	Únor	41,63	1,73	1,0434	0,0434
	Březen	41,62	-0,01	0,9998	-0,0002
	Duben	44,59	2,97	1,0714	0,0714
	Květen	48,00	3,41	1,0765	0,0765
	Červen	49,11	1,11	1,0231	0,0231
	Červenec	48,16	-0,95	0,9807	-0,0193
	Srpen	49,15	0,99	1,0206	0,0206
	Září	51,00	1,85	1,0376	0,0376
	Říjen	46,81	-4,19	0,9178	-0,0822
	Listopad	45,27	-1,54	0,9671	-0,0329
	Prosinec	47,23	1,96	1,0433	0,0433
2011	Leden	47,40	0,17	1,0036	0,0036
	Únor	47,62	0,22	1,0046	0,0046
	Březen	47,37	-0,25	0,9948	-0,0052
	Duben	55,72	8,35	1,1763	0,1763

	Květen	54,43	-1,29	0,9768	-0,0232
	Červen	51,15	-3,28	0,9397	-0,0603
	Červenec	52,55	1,40	1,0274	0,0274
	Srpen	50,22	-2,33	0,9557	-0,0443
	Září	52,34	2,12	1,0422	0,0422
	Říjen	51,53	-0,81	0,9845	-0,0155
	Listopad	49,56	-1,97	0,9618	-0,0382
	Prosinec	52,21	2,65	1,0535	0,0535
2012	Leden	49,25	-2,96	0,9433	-0,0567
	Únor	49,24	-0,01	0,9998	-0,0002
	Březen	50,58	1,34	1,0272	0,0272
	Duben	50,86	0,28	1,0055	0,0055
	Květen	50,35	-0,51	0,9900	-0,0100
	Červen	51,72	1,37	1,0272	0,0272
	Červenec	54,70	2,98	1,0576	0,0576
	Srpen	52,79	-1,91	0,9651	-0,0349
	Září	50,43	-2,36	0,9553	-0,0447
	Říjen	52,24	1,81	1,0359	0,0359
	Listopad	49,57	-2,67	0,9489	-0,0511
	Prosinec	57,16	7,59	1,1531	0,1531

C Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty

Tab. 26 Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady nákupu kuřat v tunách ž. hm.

Rok	Měsíc	Y_t	T_t	Sezónní faktory	Vyrovnané hodnoty	Očištěné hodnoty
2008	Leden	21 057	-	0,8707	-	24 184,86
	Únor	20 175	-	0,8969	-	22 495,09
	Březen	20 363	-	0,9737	-	20 911,73
	Duben	23 696	-	1,0408	-	22 766,59
	Květen	20 791	-	0,9915	-	20 969,44
	Červen	22 138	-	1,0739	-	20 614,88
	Červenec	22 054	20 941,57	1,0246	21 457,56	21 524,08
	Srpen	19 937	20 730,87	1,0207	21 159,40	19 532,97
	Září	22 201	20 595,72	1,0817	22 277,95	20 524,31
	Říjen	22 851	20 472,28	1,0552	21 603,19	21 655,13
	Listopad	19 283	20 321,24	1,0326	20 983,67	18 674,44
	Prosinec	18 214	20 253,53	0,9377	18 992,10	19 423,36
2009	Leden	18 136	20 240,26	0,8707	17 622,69	20 829,93
	Únor	18 039	20 242,44	0,8969	18 154,56	20 113,78
	Březen	19 255	20 259,64	0,9737	19 727,60	19 773,92
	Duben	21 841	20 188,62	1,0408	21 012,50	20 984,70
	Květen	19 021	20 188,10	0,9915	20 016,02	19 184,02
	Červen	22 283	20 286,47	1,0739	21 785,61	20 749,93
	Červenec	21 591	20 252,29	1,0246	20 751,30	21 071,66
	Srpen	20 453	20 169,75	1,0207	20 586,68	20 038,61
	Září	22 097	20 219,38	1,0817	21 870,87	20 428,82
	Říjen	21 250	20 250,23	1,0552	21 368,87	20 137,58
	Listopad	20 872	20 247,60	1,0326	20 907,63	20 213,20
	Prosinec	18 986	20 269,93	0,9377	19 007,48	20 246,64
2010	Leden	16 544	20 196,18	0,8707	17 584,32	19 001,05
	Únor	17 651	20 122,88	0,8969	18 047,33	19 680,59
	Březen	20 834	20 069,38	0,9737	19 542,34	21 396,02
	Duben	21 002	19 968,73	1,0408	20 783,63	20 178,64
	Květen	19 796	19 925,28	0,9915	19 755,44	19 966,59
	Červen	22 043	19 898,62	1,0739	21 369,10	20 526,33
	Červenec	20 061	19 831,39	1,0246	20 320,02	19 578,67
	Srpen	20 223	19 755,91	1,0207	20 164,28	19 813,85
	Září	21 043	19 551,93	1,0817	21 148,91	19 453,83
	Říjen	19 889	19 289,84	1,0552	20 355,43	18 847,88
	Listopad	21 190	19 096,17	1,0326	19 718,67	20 521,20

	Prosinec	18 028	18 890,75	0,9377	17 714,19	19 225,18
2011	Leden	15 888	18 650,93	0,8707	16 238,90	18 247,91
	Únor	16 495	18 518,32	0,8969	16 608,27	18 392,06
	Březen	17 094	18 447,99	0,9737	17 963,53	17 555,23
	Duben	18 452	18 328,93	1,0408	19 076,91	17 728,26
	Květen	17 699	18 191,13	0,9915	18 036,07	17 850,89
	Červen	19 211	18 103,88	1,0739	19 441,73	17 888,79
	Červenec	17 138	18 140,25	1,0246	18 587,22	16 725,83
	Srpen	19 964	18 216,24	1,0207	18 592,79	19 559,64
	Září	19 614	18 280,76	1,0817	19 773,91	18 133,23
	Říjen	18 460	18 325,51	1,0552	19 337,83	17 493,59
	Listopad	19 312	18 424,27	1,0326	19 024,87	18 702,42
	Prosinec	17 812	18 500,27	0,9377	17 348,03	18 994,97
2012	Leden	16 977	18 531,60	0,8707	16 135,01	19 498,38
	Únor	17 230	18 562,51	0,8969	16 647,90	19 211,56
	Březen	17 908	18 504,34	0,9737	18 018,40	18 390,75
	Duben	18 712	18 572,31	1,0408	19 330,23	17 978,38
	Květen	19 809	18 703,13	0,9915	18 543,71	19 978,96
	Červen	18 925	18 680,84	1,0739	20 061,33	17 622,45
	Červenec	18 176	-	1,0246	-	17 738,95
	Srpen	19 668	-	1,0207	-	19 269,32
	Září	18 515	-	1,0817	-	17 116,47
	Říjen	21 191	-	1,0552	-	20 081,87
	Listopad	19 720	-	1,0326	-	19 097,74
	Prosinec	16 869	-	0,9377	-	17 989,23

Tab. 27 Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady průměrných dovozních cen drůbežího masa v Kč/kg

Rok	Měsíc	Y_t	T_t	Sezónní faktory	Vyrovnané hodnoty	Očištěné hodnoty
2008	Leden	43,95	-	0,9465	-	46,44
	Únor	45,60	-	0,9516	-	47,92
	Březen	44,46	-	0,9805	-	45,34
	Duben	43,33	-	0,9698	-	44,68
	Květen	45,12	-	0,9916	-	45,50
	Červen	45,46	-	0,9968	-	45,60
	Červenec	45,57	46,15	1,0230	47,21	44,54
	Srpen	45,69	45,80	1,0025	45,92	45,57
	Září	47,77	45,49	0,9987	45,43	47,83
	Říjen	49,94	45,20	1,0554	47,71	47,32
	Listopad	52,28	44,86	1,0672	47,88	48,99
	Prosinec	45,90	44,54	1,0164	45,27	45,16
2009	Leden	41,31	44,32	0,9465	41,95	43,65
	Únor	39,96	44,25	0,9516	42,11	41,99
	Březen	42,62	43,91	0,9805	43,06	43,47
	Duben	38,34	43,34	0,9698	42,03	39,54
	Květen	41,87	42,68	0,9916	42,32	42,23
	Červen	40,98	42,27	0,9968	42,13	41,11
	Červenec	44,89	42,16	1,0230	43,13	43,88
	Srpen	44,56	42,14	1,0025	42,24	44,45
	Září	40,86	42,21	0,9987	42,16	40,91
	Říjen	43,13	42,43	1,0554	44,78	40,87
	Listopad	43,22	42,65	1,0672	45,52	40,50
	Prosinec	44,99	42,89	1,0164	43,59	44,26
2010	Leden	39,70	43,12	0,9465	40,81	41,94
	Únor	40,98	43,05	0,9516	40,97	43,07
	Březen	43,45	43,04	0,9805	42,20	44,31
	Duben	42,76	43,19	0,9698	41,88	44,09
	Květen	42,70	43,40	0,9916	43,03	43,06
	Červen	45,94	43,48	0,9968	43,34	46,09
	Červenec	45,33	43,69	1,0230	44,70	44,31
	Srpen	42,63	44,12	1,0025	44,24	42,52
	Září	42,48	44,27	0,9987	44,21	42,53
	Říjen	45,06	44,37	1,0554	46,83	42,69
	Listopad	46,23	44,72	1,0672	47,72	43,32
	Prosinec	44,00	44,91	1,0164	45,65	43,29
2011	Leden	45,73	44,97	0,9465	42,57	48,32
	Únor	45,37	45,20	0,9516	43,01	47,68
	Březen	42,52	45,54	0,9805	44,65	43,37

	Duben	46,08	45,96	0,9698	44,57	47,52
	Květen	47,80	46,32	0,9916	45,93	48,21
	Červen	45,55	46,60	0,9968	46,45	45,69
	Červenec	47,10	46,64	1,0230	47,71	46,04
	Srpen	46,22	46,50	1,0025	46,62	46,10
	Září	47,13	46,70	0,9987	46,64	47,19
	Říjen	50,55	46,99	1,0554	49,59	47,90
	Listopad	49,40	46,99	1,0672	50,15	46,29
	Prosinec	47,46	47,03	1,0164	47,80	46,69
	2012	Leden	43,18	47,15	0,9465	44,63
Únor		44,70	47,30	0,9516	45,01	46,97
Březen		47,95	47,62	0,9805	46,69	48,90
Duben		47,49	47,88	0,9698	46,43	48,97
Květen		46,56	48,12	0,9916	47,71	46,96
Červen		47,78	48,44	0,9968	48,29	47,93
Červenec		47,69	-	1,0230	-	46,62
Srpen		49,12	-	1,0025	-	49,00
Září		51,89	-	0,9987	-	51,96
Říjen		52,19	-	1,0554	-	49,45
Listopad		53,42	-	1,0672	-	50,06
Prosinec		51,24	-	1,0164	-	50,41

Tab. 28 Vyrovnané a sezónně očištěné hodnoty časové řady průměrných vývozních cen drůbežího masa v Kč/kg

Rok	Měsíc	Y_t	T_t	Sezónní konstanty	Vyrovnané hodnoty	Očištěné hodnoty
2008	Leden	46,80	-	-1,4918	-	48,29
	Únor	44,47	-	0,1254	-	44,34
	Březen	45,52	-	-0,2482	-	45,77
	Duben	49,67	-	1,7062	-	47,96
	Květen	45,09	-	2,2860	-	42,80
	Červen	49,58	-	1,0463	-	48,53
	Červenec	46,56	46,22	1,1847	47,40	45,38
	Srpen	45,54	46,42	0,1070	46,53	45,43
	Září	45,34	46,81	0,7571	47,56	44,58
	Říjen	47,43	46,75	-1,8980	44,85	49,33
	Listopad	45,48	46,62	-2,1676	44,45	47,65
	Prosinec	43,76	46,39	-1,4072	44,98	45,17
2009	Leden	45,50	45,98	-1,4918	44,49	46,99
	Únor	50,67	45,70	0,1254	45,83	50,54
	Březen	48,61	45,37	-0,2482	45,13	48,86
	Duben	45,24	44,62	1,7062	46,33	43,53
	Květen	46,32	43,75	2,2860	46,04	44,03
	Červen	42,89	43,24	1,0463	44,29	41,84
	Červenec	43,51	42,80	1,1847	43,99	42,33
	Srpen	41,86	42,19	0,1070	42,30	41,75
	Září	41,10	41,52	0,7571	42,28	40,34
	Říjen	33,65	41,20	-1,8980	39,31	35,55
	Listopad	38,30	41,25	-2,1676	39,08	40,47
	Prosinec	38,76	41,58	-1,4072	40,17	40,17
2010	Leden	39,90	42,03	-1,4918	40,54	41,39
	Únor	41,63	42,53	0,1254	42,65	41,50
	Březen	41,62	43,24	-0,2482	43,00	41,87
	Duben	44,59	44,20	1,7062	45,91	42,88
	Květen	48,00	45,04	2,2860	47,33	45,71
	Červen	49,11	45,69	1,0463	46,73	48,06
	Červenec	48,16	46,35	1,1847	47,54	46,98
	Srpen	49,15	46,91	0,1070	47,02	49,04
	Září	51,00	47,40	0,7571	48,16	50,24
	Říjen	46,81	48,11	-1,8980	46,21	48,71
	Listopad	45,27	48,84	-2,1676	46,67	47,44
	Prosinec	47,23	49,19	-1,4072	47,78	48,64
2011	Leden	47,40	49,46	-1,4918	47,97	48,89
	Únor	47,62	49,69	0,1254	49,81	47,49
	Březen	47,37	49,79	-0,2482	49,54	47,62

	Duben	55,72	50,04	1,7062	51,75	54,01
	Květen	54,43	50,41	2,2860	52,70	52,14
	Červen	51,15	50,80	1,0463	51,85	50,10
	Červenec	52,55	51,09	1,1847	52,27	51,37
	Srpen	50,22	51,23	0,1070	51,34	50,11
	Září	52,34	51,43	0,7571	52,19	51,58
	Říjen	51,53	51,36	-1,8980	49,46	53,43
	Listopad	49,56	50,99	-2,1676	48,82	51,73
	Prosinec	52,21	50,84	-1,4072	49,44	53,62
	2012	Leden	49,25	50,96	-1,4918	49,47
Únor		49,24	51,15	0,1254	51,28	49,11
Březen		50,58	51,18	-0,2482	50,93	50,83
Duben		50,86	51,13	1,7062	52,84	49,15
Květen		50,35	51,16	2,2860	53,45	48,06
Červen		51,72	51,37	1,0463	52,41	50,67
Červenec		54,70	-	1,1847	-	53,52
Srpen		52,79	-	0,1070	-	52,68
Září		50,43	-	0,7571	-	49,67
Říjen		52,24	-	-1,8980	-	54,14
Listopad		49,57	-	-2,1676	-	51,74
Prosinec		57,16	-	-1,4072	-	58,57

D První diference u cen

Tab. 29 První diference prům. nákupních cen kuřat ž. hm. od zemědělských výrobců v Kč/kg

2008	d_t	2009	d_t
Leden	-	Leden	-0,3192
Únor	-0,1346	Únor	0,1267
Březen	0,1559	Březen	0,1897
Duben	0,1363	Duben	0,0238
Květen	-0,3668	Květen	-0,1051
Červen	0,1971	Červen	0,0056
Červenec	-0,3163	Červenec	0,0115
Srpen	-0,5951	Srpen	-0,0403
Září	-1,1209	Září	-0,0293
Říjen	-0,2793	Říjen	0,0095
Listopad	-0,1767	Listopad	-0,2602
Prosinec	-0,3955	Prosinec	-0,1539
2010	d_t	2011	d_t
Leden	-0,0542	Leden	0,0251
Únor	0,0136	Únor	0,3547
Březen	0,0135	Březen	0,6932
Duben	0,0147	Duben	0,3239
Květen	-0,0588	Květen	0,0058
Červen	0,0669	Červen	0,0361
Červenec	0,3067	Červenec	-0,0418
Srpen	0,0096	Srpen	0,0238
Září	0,2594	Září	0,0284
Říjen	0,2247	Říjen	0,1603
Listopad	-0,0658	Listopad	-0,0030
Prosinec	0,0094	Prosinec	0,0034
2012	d_t		
Leden	-0,0078		
Únor	-0,0008		
Březen	0,0017		
Duben	-0,0023		
Květen	0,0140		
Červen	0,0177		
Červenec	-0,0006		
Srpen	0,2696		
Září	0,5074		
Říjen	0,8099		
Listopad	0,7900		
Prosinec	0,0400		

Tab. 30 První diference průměrných cen krmné směsi od průmyslových výrobců v Kč/kg

2008	d_t	2009	d_t
Leden	-	Leden	-0,4040
Únor	0,4105	Únor	0,0188
Březen	0,0926	Březen	-0,0795
Duben	0,0554	Duben	0,0483
Květen	0,0302	Květen	0,0629
Červen	-0,0664	Červen	-0,1025
Červenec	-0,0701	Červenec	-0,0129
Srpen	-0,1934	Srpen	-0,0081
Září	-0,3994	Září	0,0481
Říjen	-0,3271	Říjen	-0,2977
Listopad	-0,3179	Listopad	-0,0088
Prosinec	-0,1021	Prosinec	-0,0069
2010	d_t	2011	d_t
Leden	-0,1069	Leden	0,0038
Únor	-0,0229	Únor	0,0528
Březen	-0,0401	Březen	0,2967
Duben	0,0477	Duben	0,0521
Květen	-0,0246	Květen	-0,0355
Červen	-0,0716	Červen	0,0055
Červenec	0,0139	Červenec	0,0032
Srpen	0,0489	Srpen	-0,0045
Září	0,4353	Září	0,0348
Říjen	0,0540	Říjen	-0,1293
Listopad	0,1950	Listopad	0,0078
Prosinec	0,0510	Prosinec	-0,0216
2012	d_t		
Leden	-0,0954		
Únor	0,0724		
Březen	0,0538		
Duben	0,0907		
Květen	0,0103		
Červen	0,0608		
Červenec	0,1493		
Srpen	0,2191		
Září	0,8951		
Říjen	0,0527		
Listopad	0,0097		
Prosinec	-0,0047		