

Česká zemědělská univerzita v Praze

Fakulta provozně ekonomická

Katedra ekonomiky



**ANALÝZA CENOVÉ TRANSMISE KRMNÉ PŠENICE
A POTENCIÁL JEJÍHO UŽITÍ NA DOMÁCÍM TRHU**

DISERTAČNÍ PRÁCE

Autor: Ing. Ludmila Pánková

Školitel: Doc. Ing. Eva Rosochatecká, CSc.

Prof. Ing. Jiří Tvrdoň, CSc.

© 2009

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Doc. Ing. Evě Rosochatecké, CSc. za odborné vedení při zpracování a dokončení disertační práce. Poděkování patří také Prof. Ing. Jiřímu Tvrdoňovi, CSc. a Ing. Jarmile Peterové, CSc. za jejich cenné rady a odborné náměty při zpracovávání disertační práce. Zároveň děkuji své rodině za podporu a pochopení při zpracování této práce.

Disertační práce byla zpracována v rámci řešení Výzkumného záměru MSM 6046070906 „Ekonomika zdrojů českého zemědělství a jejich efektivní využívání v rámci multifunkčních zemědělskopotravinářských systémů“.

OBSAH

1. ÚVOD	6
2. CÍL	7
3. METODIKA	9
3.1. ANALÝZA CENOVÉ TRANSMISE	9
3.1.1. Časové řady.....	9
3.1.2. Konstrukce VAR modelu.....	11
3.1.3. Kointegrace, VECM a impulse response analýza	14
3.1.4. Schematické znázornění analýzy cenové transmise s využitým výše definovaných přístupů.....	21
3.1.5. Definování dílčích modelů cenové transmise.....	25
3.2. MODEL LINEÁRNÍHO PROGRAMOVÁNÍ – OPTIMALIZACE SPOTŘEBY PŠENICE V KRMNÝCH SMĚSÍCH.....	25
4. LITERÁRNÍ REŠERŠE	31
4.1. TRH, FUNGOVÁNÍ TRŽNÍHO MECHANISMU	31
4.2. UTVÁŘENÍ TRŽNÍ ROVNOVÁHY – PAVUČINOVÝ TEORÉM.....	35
4.3. CENOVÁ TRANSMISE.....	38
4.4. PŘÍSTUPY K VYMEZENÍ VÝROBKOVÉ VERTIKÁLY PŠENICE.....	43
4.5. CHARAKTERISTIKA OBILNIN A PŠENICE	46
4.5.1. Pšenice ve světě a České republice	48
4.6. VÝŽIVA HOSPODÁŘSKÝCH ZVÍŘAT	55
4.7. KRMIVÁŘSKÝ PRŮMYSL.....	61
4.7.1. Suroviny pro výrobu krmných směsí	66
5. VÝSLEDKY	68
5.1. VYMEZENÍ VÝROBKOVÉ VERTIKÁLY	68
5.2. ANALÝZA CENOVÉ TRANSMISE	73
5.2.1. Analýza cenové transmise modelu 1.....	73
5.2.1.1. Charakteristika a výsledky MODELU 1	73
5.2.1.2. Impulse-Response analýza modelu 1	81
5.2.1.3. Dekompozice rozptylu modelu 1	85
5.2.2. Analýza cenové transmise modelu 2.....	89
5.2.2.1. Charakteristika a výsledky modelu 2	89
5.2.2.2. Impulse-Response analýza modelu 2.....	96
5.2.2.3. Dekompozice rozptylu modelu 2	98
5.2.3. Analýza cenové transmise modelu 3.....	100
5.2.3.1. Charakteristika a výsledky modelu 3	100
5.2.3.2. Impulse-Response analýza modelu 3.....	106
5.2.3.3. Dekompozice rozptylu modelu 3	108
5.2.4. Analýza cenové transmise modelu 4.....	110
5.2.4.1. Charakteristika a výsledky modelu 4	110
5.2.4.2. Impulse-Response analýza modelu 4.....	115
5.2.4.3. Dekompozice rozptylu modelu 4.....	117

5.3. MODEL OPTIMALIZACE SPOTŘEBY PŠENICE V KRMNÝCH SMĚSÍCH	119
5.3.1. <i>Porovnání výsledků modelu optimalizace výroby krmných směsí se statistickými daty – technická omezení.....</i>	<i>126</i>
5.3.2. <i>Porovnání výsledků modelu optimalizace výroby krmných směsí se statistickými daty – podmínka minimalizace nákladů na krmné směsi (technicko-ekonomická omezení).....</i>	<i>128</i>
5.3.3. <i>Komparace teoretické spotřeby pšenice v krmných směsích dle výsledků obou optimalizačních modelů.....</i>	<i>130</i>
5.3.4. <i>Změny ve struktuře spotřeby pšenice v závislosti na změně ceny pšenice.....</i>	<i>135</i>
6. ZÁVĚRY, DISKUSE A DOPORUČENÍ.....	139
7. SEZNAM LITERATURY	155
8. PŘÍLOHY	162

1. ÚVOD

Dynamické prostředí a jeho neustálý vývoj v podmínkách globalizovaného světa se promítá do charakteru ekonomického, politického i sociálního prostředí. Toto prostředí vytváří podmínky pro fungování tržního mechanismu a spoluutváří nároky na podnikatelské subjekty, vlády a další instituce.

Problematika základní ekonomické volby – co, jak, kdy, kde a pro koho vyrábět je stále klíčovým problémem smíšených ekonomik, neboť právě odpovědi na tyto otázky vedou k uspokojování potřeb při existenci principu vzácnosti zdrojů a statků.

Vstup České republiky do Evropské unie s sebou přinesl řadu změn, jež se následně zprostředkovaně promítly nejen do struktury zemědělské prvovýroby v rámci evropského i světového trhu, ale i do konkurenceschopnosti jak prvovýrobců, tak i zpracovatelů.

V rámci struktury zemědělské výroby je účelné věnovat pozornost nejen novým potenciálům, ale i komoditám, které tvoří stabilní výrobní základnu s ohledem na jejich meziodvětvový význam. K takovým komoditám bezesporu patří i obilniny.

Je také nutné si uvědomit, že vývoj zemědělství a jeho odvětví je neodmyslitelně spojen s vývojem lidstva i celé naší společnosti, a že s růstem populace nabývaly na významu právě obilniny, jejichž produkt – obiloviny - se významně podílí na výživě lidstva. Nelze opomenout ani význam krmivářského užití obilovin, neboť tvoří stabilní a významnou složku krmných směsí.

V soudobé zemědělské praxi vyvstává otázka, jakým způsobem zajistit nejen samotné pěstování obilnin splňujících kvalitativní parametry, ale i jejich efektivní zpeněžení prostřednictvím prodeje mlýnskému a krmivářskému průmyslu. Proto růst počtu obyvatel, sociální přeměny v řadě zemí světa a rozsáhlý světový obchod učinily z pěstování obilnin, zejména však pšenice, strategickou záležitost.

2. CÍL

Cílem disertační práce je analyzovat výrobkovou vertikálu pšenice krmné, fungování tržních vztahů vybrané výrobkové vertikály, utváření ceny ve vertikále, identifikovat podstatné determinanty tohoto vývoje a modelovat využití krmné pšenice ve výrobě krmných směsí pro hospodářská zvířata.

Hlavní cíl lze dále dekomponovat na tyto dílčí cíle:

1. Analyzovat význam a využití pšenice na domácím trhu v období 1994 – 2008 s důrazem na diferenciaci dle užitkových směrů, analyzovat dosavadní vývoj produkce pšenice, rozsah pěstební základny, vývojové tendence a vytvořit podklad pro realizaci následných dílčích cílů.
2. Vymežit a charakterizovat jednotlivé stupně výrobkové vertikály a vztahy mezi články operujícími ve výrobkové vertikále. Jedná se o analýzu od nejnižšího stupně vertikály, tj. od dodavatelských článků přes prvovýrobu, zpracovatele, až po články zabývající se finalizací a tržní realizací pšenice, resp. produktů vznikajících na různých stupních výrobkové vertikály.
3. Analyzovat vývoj ceny pšenice v období 1994 – 2008 a následně analyzovat cenovou transmisi ve vertikále. V rámci této analýzy ve výrobkové vertikále zkoumat utváření ceny ve vertikále, určit stabilitu trhu a analyzovat krátkodobou a dlouhodobou dynamiku systému.
4. Analyzovat spotřebu pšenice v krmných směsích pro různé kategorie hospodářských zvířat v ČR s ohledem na technická a technicko-ekonomická omezení týkající se požadavků kladených na výživu zvířat, omezujících podmínek ve složení krmných směsí, obsahu živin v komponentách krmných směsí apod. Na základě této analýzy zhodnotit využití krmné pšenice ve výrobě krmných směsí s ohledem na podmínku alokační efektivnosti, tj. minimalizaci nákladů na výrobu krmných směsí.

V souvislosti s cíli disertační práce byly definovány následující hypotézy:

1. H1: Existují simultánní vztahy ve sledovaných člancích výrobkové vertikály, přičemž tato vertikála je poptávkově řízená.
2. H2: Cena průmyslových výrobců krmných směsí pro jednotlivé kategorie zvířat (skot, prasata, drůbež) je signifikantně determinována cenou zemědělských výrobců pšenice.

3. H3: Cena zemědělských výrobců různých druhů masa (hovězí, vepřové, kuřecí) je signifikantně determinována cenami krmných směsí.
4. H4: Ceny ve výrobní vertikále pšenice jsou kointegrované, tj. konvergují v dlouhém období k rovnovážnému stavu.
5. H5: Existuje časové zpoždění v rámci jednotlivých článků výrobní vertikály pšenice, které koresponduje s délkou výrobního cyklu jednotlivých užitkových směrů (výkrm skotu, prasat a drůbeže).
6. H6: Existují ekonomická omezení, která se promítají do složení krmných směsí pro různé kategorie hospodářských zvířat.

3. METODIKA

Vybrané metodické nástroje pro naplnění hlavního resp. dílčích cílů disertační práce lze rozčlenit do dvou základních skupin:

1. nástroje aplikované při analýze cenové transmise;
2. nástroje aplikované při analýze spotřeby pšenice v krmných směsích pro různé kategorie hospodářských zvířat.

3.1. Analýza cenové transmise

Kapitola zaměřená na metodické nástroje využití pro analýzu cenové transmise je rozdělena na několik dílčích podkapitol. Zahrnuje základní vlastnosti časových řad, vymezení přístupů k modelování časových řad – VAR a VECM, konstrukci modelů VAR a problematiku kointegrace společně s impulse-response analýzou. V závěru této podkapitoly je uveden souhrnný přehled využitých nástrojů a jsou definovány jednotlivé modely, které jsou v rámci cenové transmise analyzovány.

3.1.1. Časové řady

Vzhledem k tomu, že podkladová data disertační práce mají charakter krátkodobé časové řady (tj. řady s měsíční periodicitou), mohou být empirické hodnoty této časové řady zatíženy působením sezónních vlivů. Toto vychází z předpokladu, že každá časová řada, jak uvádí Seger (1988), může obsahovat čtyři složky: trend, sezónní složku, cyklickou složku a nepravidelnou (náhodnou) složku.

Trendem je chápána celková tendence vývoje zkoumaného jevu za dlouhé období a je výsledkem dlouhodobých a stálých procesů. Cyklická složka je chápána jako kolísání od trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje s délkou vlny delší než jeden rok (zpravidla dvouletou nebo víceletou). Náhodná složka je takovou složkou, kterou nelze popsat žádnou funkcí času, tj. složka, která „zbývá“ po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky. Sezónní složka je pravidelně se opakující odchylka od trendové složky, vyskytující se u časových řad s periodicitou kratší než jeden rok. Sezónní kolísání je způsobeno zpravidla souborem přímých nebo zprostředkovaných příčin, které se v jednotlivých letech pravidelně opakují. K sezónnímu kolísání dochází např. v důsledku klimatických změn (střídání ročních období, srážkový deficit atd.), vlivem různé délky výrobního cyklu apod.

V rámci analýzy časových řad lze aplikovat různé přístupy při modelování jednorozměrných a vícerozměrných časových řad. Přejdeme-li od ekonometrické analýzy časové řady jedné proměnné ke zkoumání dynamických vztahů několika časových řad ekonomických veličin, musíme přihlížet i k jejich případné vzájemné závislosti. (Hušek, 1998)

Při dynamické specifikaci strukturních víceroznicových modelů nemusí vždy ekonomická teorie poskytovat dostatečné informace potřebné pro přesný popis struktury zpoždění vysvětlujících proměnných. Příčinou je například skutečnost, že výchozí ekonomická hypotéza je konzistentní s několika variantními strukturami zpoždění, z nichž ovšem každá může vést k různým dynamickým vlastnostem modelu nebo jeho jednotlivých rovnic. (Hušek, 1999)

Frey a Manera (2005) se zabývali analýzou asymetrické cenové transmise a uvádějí, že existuje řada ekonometrických nástrojů, které lze využít ke zkoumání vzájemných vztahů mezi cenami vstupů a výstupů. Mezi těmito nástroji uvádějí např. ADL modely (Autoregressive Distributed Lag), PAM modely (Partial Adjustment Model), ECM (Error/Equilibrium Correction Model), RSM (Regime Switching Model) apod.

Analýzu cenové transmise lze proto charakterizovat jako dynamickou analýzu časových řad dvou a více proměnných se simultánními vztahy (dynamický simultánní model), jejímž vhodným analytickým nástrojem jsou *vektorové autoregresní modely (VAR modely)*, které dle Huška (1998) zpravidla nevyžadují podrobné teoretické poznatky o modelované struktuře. Podstatou vektorové autoregrese je, že proměnné ve všech zkoumaných časových řadách jsou náhodné a simultánně závislé, tj. mají endogenní charakter, přičemž jejich známá maximální délka zpoždění je stejná.

Weinhagen (2002) uvádí, že v rámci VAR analýzy je odhadována soustava rovnic, v níž je každá proměnná vyjádřena jako lineární kombinace své zpožděné hodnoty a všech ostatních proměnných v analyzovaném systému.

Lze říci, že VAR modely jsou zobecněním AR modelů na časové řady více proměnných a jejich předností je relativně jednoduchý odhad parametrů pomocí metody nejmenších čtverců¹. Obecně VAR model vyjadřuje jednotlivé hodnoty většího počtu endogenních proměnných jako lineární funkce pouze úrovnové konstanty a stejně zpožděných hodnot všech endogenních proměnných modelu. Představují v podstatě

¹ Zobecněním modelů ARMA na časové řady několika proměnných jsou tzv. modely VARMA, které však nevyžadují speciální metody odhadu parametrů.

soustavu zdánlivě nezávislých lineárních rovnic s identickými vysvětlujícími proměnnými. Počet endogenních proměnných je roven počtu rovnic, přičemž do modelu mohou vstupovat exogenní proměnné, avšak v podobě deterministické složky modelu. Obecně lze podle Huška (1998) vyjádřit VAR(p) model pro libovolné pozorování t rovnicí:

$$y_t = \delta + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \dots + \pi_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

kde: $\delta = m \times 1$ vektor úrovnových konstant;

$\pi_r = m \times m$ matice neznámých parametrů endogenních proměnných, zpožděných o r období ($r = 1, 2, \dots, p$);

$y_t = m \times 1$ vektor endogenních proměnných;

$v_t = m \times 1$ vektor náhodných složek;

$m =$ počet rovnic a zároveň endogenních proměnných modelu².

Důvod pro využití VAR analýzy je její robustnost při rozboru dynamiky modelové struktury, resp. vlivu inovací (šoků) na daný systém.

3.1.2. Konstrukce VAR modelu

Konstrukce modelů VAR se zpravidla rozpadá do následujících kroků (Hušek, 1998):

1. transformace dat na stacionární časové řady (testy jednotkových kořenů);
2. volba proměnných modelu a maximální délky zpoždění;
3. zjednodušení modelu redukcí maximálního zpoždění;
4. ortogonalizace reziduí.

Jednotlivé kroky konstrukce VAR modelů lze dále podrobněji charakterizovat. Nutnou podmínkou VAR modelů je stacionarita modelu (časových řad). Nejsou-li data stacionární, pak lze přistoupit k VECM, který může být vystavěn na nestacionárních datech. Transformace dat na stacionární časové řady má rozhodující vliv na použití metody odhadu VAR modelu, neboť jsou-li data stacionární, lze využít k odhadu modelu metody aplikovatelné pro modely časových řad jedné proměnné.

Dle Arlta (1999) lze časovou řadu chápat jako realizaci stochastického procesu. Stochastický proces přitom definuje jako v čase uspořádanou řadu náhodných veličin $\{X(s, t), s \in S, t \in T\}$, kde S je výběrový prostor a T je indexní řada. Pro každé $t \in T$ je

² Při volbě m a p je nutné korigovat snahu o co největší zahrnutí zpoždění proměnných vzhledem k počtu stupňů volnosti, neboť s rostoucí délkou maximálního zpoždění roste rychle počet odhadovaných parametrů VAR modelu a tím klesá počet stupňů volnosti.

$X(.,t)$ náhodná veličina definovaná na výběrovém souboru S . Pro každé $s \in S$ je $X(s,.)$ realizace stochastického procesu definovaná na indexní řadě T , tj. uspořádaná řada čísel, z níž každé odpovídá jedné hodnotě indexní řady.

Je-li stochastický proces striktně stacionární, pak jakoukoli indexní část $(t_1, t_2, t_3, \dots, t_n)$ z $T = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ a jakékoli reální číslo k , pro které $t_i + k \in T$, $i = 1, 2, \dots, n$ platí: $F(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}) = F(X_{t_1+k}, X_{t_2+k}, \dots, X_{t_n+k})$, kde $F(.)$ je sdružená distribuční funkce.

Striktní neboli silná stacionarita říká, že pravděpodobnostní chování daného stochastického procesu je časově invariantní.

Pro výše definovaný proces platí:

- funkce středních hodnot: $\mu_t = E(X_t)$ (2),

- varianční funkce: $\sigma_t^2 = D(X_t) = E(X_t - \mu_t)^2$ (3),

- kovarianční funkce mezi X_t a X_{t_j} , $1, 2, \dots, n$, $i \neq j$:

$$\gamma(t_i, t_j) = E(X_{t_i} - \mu_{t_i})(X_{t_j} - \mu_{t_j}) \quad (4),$$

- korelační funkce mezi X_t a X_{t_j} , $1, 2, \dots, n$, $i \neq j$:

$$\rho(t_i, t_j) = \frac{\gamma(t_i, t_j)}{\sigma_{t_i} \sigma_{t_j}} \quad (5).$$

Platí-li pro všechna t , že $\eta_t = \eta, \sigma_t^2 = \sigma^2$ a kovarianční a korelační funkce závisí pouze na časové vzdálenosti náhodných veličin, tj. pro $t_i = t - k$ a $t_j = t$, $\gamma(t_i, t_j) = \gamma(t - k, t) = \gamma(t, t + k) = \gamma_k$ a $\rho(t_i, t_j) = \rho(t - k, t) = \rho(t, t + k) = \rho_k$, potom se daný proces nazývá slabě stacionární.

Pro testování stacionarity časových řad lze v praxi využít celou řadu technik – Augmented Dickey Fullerův test (ADF-test, Phillips-Perronův test (PP test) apod.

V rámci disertační práce byla stacionarita časových řad testována prostřednictvím testů jednotkového kořene, a to ADF testu (Augmented Dickey Fuller test). Kvantifikace testovacího kritéria vychází z následujícího vztahu (Pesaran a kol., 2003)

$$\Delta X_t = a_0(1 - \rho) - \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t^3 \quad (6),$$

³ V případě, že model obsahuje trend, dochází k modifikaci ADF testu následovně:

$$\Delta X_t = a_0 + (1 - \rho)a_1 T_t - \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (9),$$

kde: $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, a p je řád (zpoždění) testu. V případě např. AR(1) procesu lze psát: $y_t = \alpha + (1 - \phi)\delta + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$, $t = 1, 2, \dots, n$, kde ε_t je iid $(0, \sigma^2)$. Jestliže je $|\phi| < 1$, je trendově stacionární, jestliže $|\phi| = 1$ je nestacionární (diferenčně stacionární). Ve snaze odlišit druh stacionarity jsou pak zpravidla aplikovány „jednostranné“ testy jednotkového kořene AR modelu a formulovány nulová hypotéza $H_0: \phi=1$ a alternativní hypotéza $H_A: \phi < 1$.

Jsou-li náhodné složky sériově z Korelované, lze aplikovat modifikovaný ADF test, který byl navržen následovně:

$$y_t = \alpha + (1 - \phi)\delta + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (7),$$

resp.

$$\Delta y_t = \alpha + \rho\delta - \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (8).$$

Nulová hypotéza je v tomto případě formulována jako $H_0: \rho = 1 - \phi = 0$.

Nejsou-li data dle výsledků ADF testu stacionární, lze provést transformaci dat na data stacionární (např. pomocí prvních či druhých diferencí, sezónních diferencí, logaritmů atd.), případně lze od VAR modelu přejít k VECM modelu.

Při volbě maximální délky zpoždění je obrácen ohled na shodu modelu s daty a využívána je rovněž apriorní informace. Neboť jak uvádí Granger (1991), „ideální“ velikost modelu má dvě dimenze – na jedné straně počet vysvětlujících proměnných, na straně druhé délku zpoždění a přitom neexistuje žádná jasná preference jednoho před druhým. Poukazuje na skutečnost, že čím větší je model, tím více parametrů je nutné odhadnout a následně analyzovat.

V praxi má redukce maximální délky zpoždění vliv také na množství odhadovaných parametrů či na predikční schopnosti modelu.

Pro volbu zpoždění modelu se v praxi nabízí celá řada testů. Nejčastější využití lze nalézt např. u AIC (Akaikeho informační kritérium) či SBC (Schwarz Bayesian kritérium). V praxi lze Akaikeho informační kritérium počítat dvěma možnými způsoby (Pesaran a kol., 2003), přičemž pro výběr řádu dílčích modelů cenové transmise byl využíván následující vztah:

$$AIC_\ell = \ell_n(\tilde{\theta}) - p \quad (10),$$

kde T_t je lineární trend.

$$\text{resp. } AIC_\ell = -\frac{n}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log \tilde{\sigma}^2 - p \quad (11),$$

kdy vybíráme vhodný řád modelu dle maximální hodnoty AIC kritéria. V případě, že nelze určit řád modelu na základě výsledků AIC (hodnoty mohou vycházet pro dvě různá zpoždění shodně), je možné přihlédnout k výsledku SBC kritéria. SBC kritériem bylo kvantifikováno podle vztahu (Pesaran a kol., 2003):

$$SBC_\ell = \ell_n(\tilde{\theta}) - \frac{1}{2} p \log n \quad (12),$$

kdy vybíráme vhodný řád modelu stejně jako v případě AIC dle maximální hodnoty vypočítaného kritéria.

Ortogonalizace⁴ reziduí předpokládá sériovou nezávislost vektoru náhodných složek. Jedná se tedy o transformaci vektoru náhodných složek, pro které platí sériová nezávislost, tj. pro vektor v_t a v_s platí: $t \neq s$.

3.1.3. Kointegrace, VECM a impulse response analýza

Jak již bylo uvedeno, nejsou-li data stacionární, lze přistoupit k VECM modelu. Error Correction model (model korekce chyby) dle Arlta (1999) obsahuje na jedné straně krátkodobé vztahy mezi procesy, což jsou vztahy mezi diferencovanými (stacionarizovanými⁵) procesy. Na druhé straně obsahuje vztahy dlouhodobé, tj. vztahy mezi nediferencovanými procesy. Informace o těchto vztazích jsou obsaženy v matici Π . Konstrukce EC modelu umožňuje oddělit tyto dva druhy vztahů a zkoumat je samostatně. Předpokládejme 1-rozměrný model VAR(p) typu I(1):

$$X_t = c + \Omega D_t + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t \quad (13)$$

kde:

a_t je 1-rozměrný gaussovský proces bílého šumu s kovarianční maticí Σa ;

c jsou konstanty;

D_t vyjadřuje deterministickou složku (může zde být obsažen deterministický trend či centrované sezónní umělé proměnné).

Model VAR dle vztahu (13) lze vyjádřit i v následující formě:

$$\Delta X_t = c + \Omega D_t + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + a_t \quad (14)$$

⁴ Je-li splněn předpoklad ortogonality náhodných složek, pak lze odhad parametrů VAR modelu zpravidla považovat za konzistentní.

⁵ Pokud se tak přesto učiní, musí v modelu diferencí vytvořeném a základě VAR modelu zůstat nediferencovaný člen. (Arlt, 1999)

kde $\Gamma_i = -(I_l - \phi_1 - \dots - \phi_i)$, pro $i = 1, \dots, p-1$, $\Pi = -(I_l - \phi_1 - \dots - \phi_p)$,

přičemž tento model lze nazvat modelem korekce chyby. V tomto modelu mohou nastat tři situace vyplývající z hodnoty matice Π :

- a) $h(\Pi) = 1$, tj. matice Π má plnou hodnot, což znamená, že 1-rozměrná časová řada je generována stacionárním vektorovým procesem X_t ; je-li vícerozměrná časová řada stacionární, jsou stacionární jednotlivé časové řady a není třeba k jejich stacionarizaci diferencí;
- b) $h(\Pi) = 0$, tj. matice Π je nulová a model (14) neobsahuje nediferencovaný člen, 1-rozměrná časová řada je generována nestacionárním vektorovým procesem $\{X_t\}$, její stacionarizaci lze provést individuálním diferencováním jednotlivých členů časových řad⁶;
- c) $0 < h(\Pi) = r < 1$, v tomto případě nezmizí nediferencovaný člen modelu (14), ale současně nelze vektorový proces X_t považovat za stacionární; matice Π je nenulová a lze tedy najít mezi časovými řadami dlouhodobý vztah a stacionarizaci individuálním diferencováním jednotlivých časových řad bez ztráty informace nelze provést.

Alternativně lze VECM zapsat také následovně:

$$\Delta X_t = \eta + \Pi X_{t-1} + \sum_{s=1}^p C_s \Delta X_{t-s} + u_t \quad (15),$$

kde $C_s = 0$ pro $s > p$, X_t je $k \times 1$ vektor proměnných integrovaných řádu 1, tj. $I(1)$, u_1, \dots, u_t jsou iid $(0, \Sigma)$ a Π je matice dlouhodobého vztahu. Jestliže proměnné nejsou kointegrované, pak VECM přechází ve VAR model, který lze psát např. následovně:

$$\Delta X_t = \eta + \sum_{s=1}^p C_s \Delta X_{t-s} + u_t \quad (16).$$

Obdobně je postup modifikován v případě zahrnutí dlouhodobého vztahu. Jestliže matice Π má plnou hodnot, pak není rozdíl mezi VAR modelem a Vector Error Correction modelem (VECM), tj. časové řady jsou stacionární.

Model VAR(p) lze zapsat ve formě (17)⁷, přičemž se předpokládá, že $C_s = 0$ pro $s > p$:

⁶ Diferencováním nedochází ke ztrátě informace o dlouhodobém vztahu mezi časovými řadami, neboť žádný neexistuje.

⁷ viz Bierens H.J.(2007): „Vector time series and innovation response analysis“, Banerjee, A. et al.(2003): „Co-integration, Error-correction, and the econometric Analysis of non-stationary Data“, a další.

$$X_t = \eta + \sum_{s=1}^p C_s X_{t-s} + U_t \quad (17)^8.$$

Nutnou a postačující podmínkou pro striktní stacionaritu modelu VAR(p) je, že náhodná složka u_t je striktně stacionární a operátor zpětného posunutí $C(L)$ lze zapsat pomocí polynomiální matice (18).

$$C(L) = I_k - C_1 L - \dots - C_p L^p \quad (18)$$

Tento proces je stacionární, leží-li kořeny rovnice $I_k - C_1 L - \dots - C_p L^p = 0$ vně jednotkového kruhu. Potom lze psát⁹:

$$X_t = [C(L)]^{-1} U_t = \sum_{s=0}^{\infty} \psi_s U_{t-s} \quad (19)$$

kde $\sum_{s=0}^{\infty} \psi_{ij,s}^2 < \infty$ pro $i = 1, 2, \dots, k$ a $j = 1, 2, \dots, k$.

Kointegraci lze chápat jako statistický důkaz existence dlouhodobých vztahů mezi proměnnými (Thomas, 1993 in Zhou, Buongiorno, 2005), kdy kointegrované proměnné nejsou stacionární, avšak jejich lineární kombinace jsou stacionární.

Arlt (1999) uvádí, že krátkodobé vztahy mezi časovými řadami existují pouze v relativně krátkém období a časem mizí. Naproti tomu dlouhodobé vztahy s postupujícím časem nemizí a velice úzce souvisí s „rovnovážným“ stavem (ekvilibrum), který lze chápat jako stav, ke kterému je systém neustále přitahován. Znamená to, že díky častým šokům nemůže systém dosáhnout samotného ekvilibrria, ale pouze v dlouhém období k ekvilibriu konverguje. Ekonometrický model proto vychází z předpokladu, že vývoj jednotlivých časových řad spjatých teoreticky zdůvodněným ekonomickým vztahem se v dlouhodobém časovém horizontu nerozchází a existuje proto mez, za níž nemůže jít. Pak platí, že jsou řady kointegrované¹⁰.

Teorii kointegrace vytvořil Granger, který společně s Engelem poukázal na možnost integrovaného zkoumání krátkodobé a dlouhodobé dynamiky (Hušek, 1999).

Obecný vztah vyjadřující kointegraci dvou procesů uvádí v obecné rovině např. Engle a Granger (1987): jsou-li procesy $\{X_t\}$ a $\{Y_t\}$ typu I(d) a existuje-li lineární kombinace $\{aX_t + bY_t\} \sim I(d-c)$, kde $c > 0$, potom se tyto procesy nazývají

⁸ V případě, že $E(X_t) = \eta = 0$ zjednoduší se VAR (p) model do formy:

$$X_t = \sum_{s=1}^p C_s X_{t-s} + U_t$$

⁹ Za předpokladu, že $E(X_t) = \eta = 0$, tj. uvažujeme pro ilustraci jednodušší formu modelové struktury.

¹⁰ Jestliže tato mez není, pak časové řady kointegrované nejsou.

kointegrované řádu d , c a označují se jako $\{X_t\}, \{Y_t\} \sim CI(d,c)$; vektor (a,b) se nazývá kointegrační vektor.

Graham (1999) uvádí, že testování kointegrace je založeno na celé řadě přístupů, přičemž nejčastěji využívanými jsou metody, které navrhl Johansen¹¹. Sám pak aplikuje experiment Monte Carlo na ověření vhodnosti analyzovaných metod¹² pro odhad kointegračních vektorů.

Pesaran a kol. (2003) ve výčtu metod využívaných k analýze kointegrace hovoří o testování kointegrace za předpokladu, že je znám kointegrační vektor. Tento přístup¹³ může být použit např. u různých poměrových ukazatelů odvozených z makroekonomických charakteristik (např. logaritmus podílu mezd k outputu, vykazuje-li dlouhodobě konstantní hodnotu; lze využít hodnotu parity kupní síly apod.). Za další možný přístup k testování kointegrace považuje „residual-based approach“, tj. přístup testování kointegrace založený na reziduích (viz např. Engle a Granger (1987), Philips a Ouliaris (1990), Hansen (1992)). V rámci tohoto přístupu je používáno několik různých testů¹⁴, které se liší svým přístupem k sériové korelaci reziduí. V rámci těchto přístupů lze např. využít „Johansenovu ML metodu“, která vychází z jednotného rámce pro testování kointegračních vztahů ve VECM.

Arlt (1999) uvádí, že existují nejméně tři závažné důvody, proč lze považovat princip kointegrace za ústřední myšlenku modelování integrovaných časových řad:

1. Střední hodnotu stacionární lineární kombinace integrovaných časových řad je možné chápat jako ekvilibrium, které spojuje uvažované časové řady.
2. Test kointegrace je metodou pro odlišení pravé a zdánlivé regrese. Tato skutečnost vychází z předpokladu, že analýza vztahů mezi integrovanými časovými řadami má smysl pouze tehdy, jsou-li tyto časové řady kointegrované, tj. jsou-li spjaté společným stochastickým trendem. Není-li tomu tak, každá časová řada má jiný směr vývoje a v případě zkoumání pomocí regresní analýzy může vzniknout zdánlivá regrese.
3. Skupinu kointegrovaných časových řad lze popsat Error correction model, jehož prostřednictvím lze odlišit krátkodobé a dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami. ECM propojuje statistický přístup spočívající ve zkoumání vlastností

¹¹ Podrobněji např. Johansen (1988), Johansen (2004).

¹² Pro odhad kointegračních vektorů využívá „simple minimum distance method“.

¹³ Viz např. Alogoskoufis G. S., Smith R. On Error Correction models: Specification, Interpretation, Estimation. Journal of Economics Surveys, 5. 1991. s. 97 – 128.

¹⁴ Problém některých testů může spočívat v tom, že neposkytují uspokojivé výsledky tehdy, jestliže je v modelu obsaženo více než dvě proměnné integrované I(1).

diferencovaných časových řad a přístup ekonometrický, který klade důraz na ekvilibrium časových řad, tj. nestacionární časové řady.

V případě VECM je v rámci analýzy vzájemných dlouhodobých vztahů využita kointegrační analýza, která vychází z formulace VECM v následující formě (Pesaran a kol., 2003):

$$\Delta y_t = a_{0y} + a_{1y}t - \Pi_y z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta z_{t-i} + \Psi_y w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (20)$$

kde:

$z_t = (y'_t, x'_t)'$, y_t je $m_y \times 1$ vektor endogenních proměnných integrovaných řádu I(1);

x_t je $m_x \times 1$ vektor exogenních proměnných integrovaných řádu I(1), přičemž

$$\text{platí: } \Delta x_t = a_{0x} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ix} \Delta z_{t-i} + \Psi_x w_t + v_t; \quad (21)$$

$w_t = q \times 1$ vektor exogenních (případně deterministických) proměnných¹⁵ integrovaných řádu I(0);

a_{0y} a a_{1y} představují konstantu a koeficient trendu.

Předpokládejme, že konstanta a koeficient trendu a_{0y} a a_{1y} jsou vektory o rozměru $m_y \times 1$, Π je matice dlouhodobých multiplikátorů o rozměru $m_y \times m$, kde $m = m_y + m_x$; $\Gamma_{1y}, \Gamma_{2y}, \dots, \Gamma_{p-1,y}$ jsou $m_y \times m$ koeficienty vyjadřující krátkodobou dynamiku systému; Ψ_y je $(m_y \times q)$ matice koeficientů exogenních proměnných I(0). Podle vztahu mezi jednotlivými koeficienty lze pak rozlišovat v rámci kointegrační analýzy následující variantní přístupy:

1. $a_{0y} = a_{1y} = 0 \dots$ tzn. model bez konstanty a trendu;
2. $a_{1y} = 0; a_{0y} = \Pi_y \mu_y \dots$ tzn. model s omezenou konstantou, bez trendu;
3. $a_{1y} = 0; a_{0y} \neq 0 \dots$ tzn. model neomezené konstanty, bez trendu;
4. $a_{0y} \neq 0; a_{1y} = \Pi_y \gamma_y \dots$ tzn. model s neomezenou konstantou a omezeným trendem;
5. $a_{0y} \neq 0; a_{1y} \neq 0 \dots$ tzn. model s neomezenou konstantou a trendem.

¹⁵ Exogenní proměnné vyjma konstanty a/nebo trendu.

Pro testování kointegračních vektorů ve výše definovaném VECM byla použita testovací statistika „maximum eigenvalue“ (charakteristické číslo), která testuje nulovou hypotézu $H_0: h(\Pi_y) = r$ oproti alternativní hypotéze $H_A: h(\Pi_y) = r + 1$, kde $r = 0, 1, 2, 3, \dots, m_y - 1$.

Rozbor charakteristik cenové transmise byl dále proveden na základě impulse-response analýzy. Neboť jak uvádí Hušek (1999), lze velmi často vycházet z apriorního předpokladu, že dvě nebo více ekonomických proměnných jsou vzájemně svázaný vztahem dlouhodobé rovnováhy.

Arlt (1999) uvádí, že vedle kauzální závislosti¹⁶ v Grangerově smyslu, která zahrnuje všechny procesy daného systému, vyvstává v praxi otázka, jakou reakci (response) v jedné časové řadě vyvolá impuls (impulse) v jiné časové řadě v rámci systému, který obsahuje ještě další časové řady. Proto lze impulse-response analýzu charakterizovat jako zkoumání vztahu¹⁷ mezi dvěma jednorozměrnými časovými řadami ve vícerozměrném systému. Odezvu v procesu j na jednotkový impuls v procesu k lze potom graficky vyjádřit tak, že na horizontální osu se vynášší čas t , na vertikální osu hodnoty odezvy j -tého procesu na impuls v k -tém procesu. Mají-li jednotlivé procesy různá měřítka, je vhodné používat místo jednotkového impulsu v k -tém procesu hodnotu směrodatné odchylky. Mají-li jednotlivé procesy různá měřítka, je vhodné používat v k -tém procesu hodnotu směrodatné odchylky veličiny a_{kt} ¹⁸. Potom je v grafickém vyjádření zvoleno takové měřítko, aby jednička na vertikální ose vyjadřovala velikost příslušné směrodatné odchylky.

Budeme-li předpokládat dle Pesarana a kol. (2003) VECM ve tvaru (20) a skutečnost, že VECM obsahuje deterministický trend (např. $a_{1y} \neq 0$), potom kombinací (20) a (21) vzniká:

$$\Delta z_t = a_0 + a_1 t - \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Psi w_t + u_t \quad (22),$$

a stochastický trend:

$$z_t = z_0 + b_0 t + b_1 \left\{ \frac{t(t+1)}{2} \right\} + C(1)S_t + C^*(L)(h_t - h_0) \quad (23),$$

kde $h_t = \Psi w_t + u_t$

¹⁶ Kauzalita znamená existenci příčiny a následného účinku.

¹⁷ Reakce v jedné řadě na impuls v řadě druhé znamená kauzální vztah.

¹⁸ Veličina a_t představuje veličinu náhodného vektoru.

$$S_t = \sum_{i=1}^t u_i, t = 1, 2, \dots$$

$$b_0 = C(1)a_0 + C^*(1)a_1$$

$$b_1 = C(1)a_1$$

$$C(L) = C(1) + (1-L)C^*(L)$$

$$C^*(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* L^i, \text{ kde } L \text{ je operátor zpětného posunutí o jedno období a } C_i^* \text{ je}$$

$m \times m$ matice odvozená rekurzivně ze vztahu:

$$C_i^* = C_{i-1}^* \Phi_1 + \dots + C_{i-p}^* \Phi_p, i = 1, 2, \dots \text{ s } C_0^* = I_m - C(1), C_1^* = 0, i < 0$$

a

$$\Pi C(1) = 0 = C(1)\Pi.$$

Matice $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$ ve VAR definovaném vztahem (22) lze vyjádřit také následovně:

$$\Phi_1 = I_m - \Pi + \Gamma_1$$

$$\Phi_i = \Gamma_1 - \Gamma_{i-1}, i = 2, 3, \dots, p - 1$$

$$\Phi_p = -\Gamma_{p-1}$$

Vzhledem ke skutečnosti, že hodnota matice dlouhodobých multiplikátorů (Π) může být nejvýše rovna m_y , potom lze, při $\Pi_y = \alpha_y \beta'$, kde α_y a β' jsou $m_y \times r$ a $m \times r$ matice, každá s hodnotí r , v rámci zkoumání dlouhodobých vztahů ortogonalizovanou impulse-response funkci jednotkového šoku i -té proměnné v čase t na j -tou proměnnou v čase $t + N$ vyjádřit vztahem:

$$OI_{ijN} = e_j' (C(1) + C_N^*) T e_i \quad (24),$$

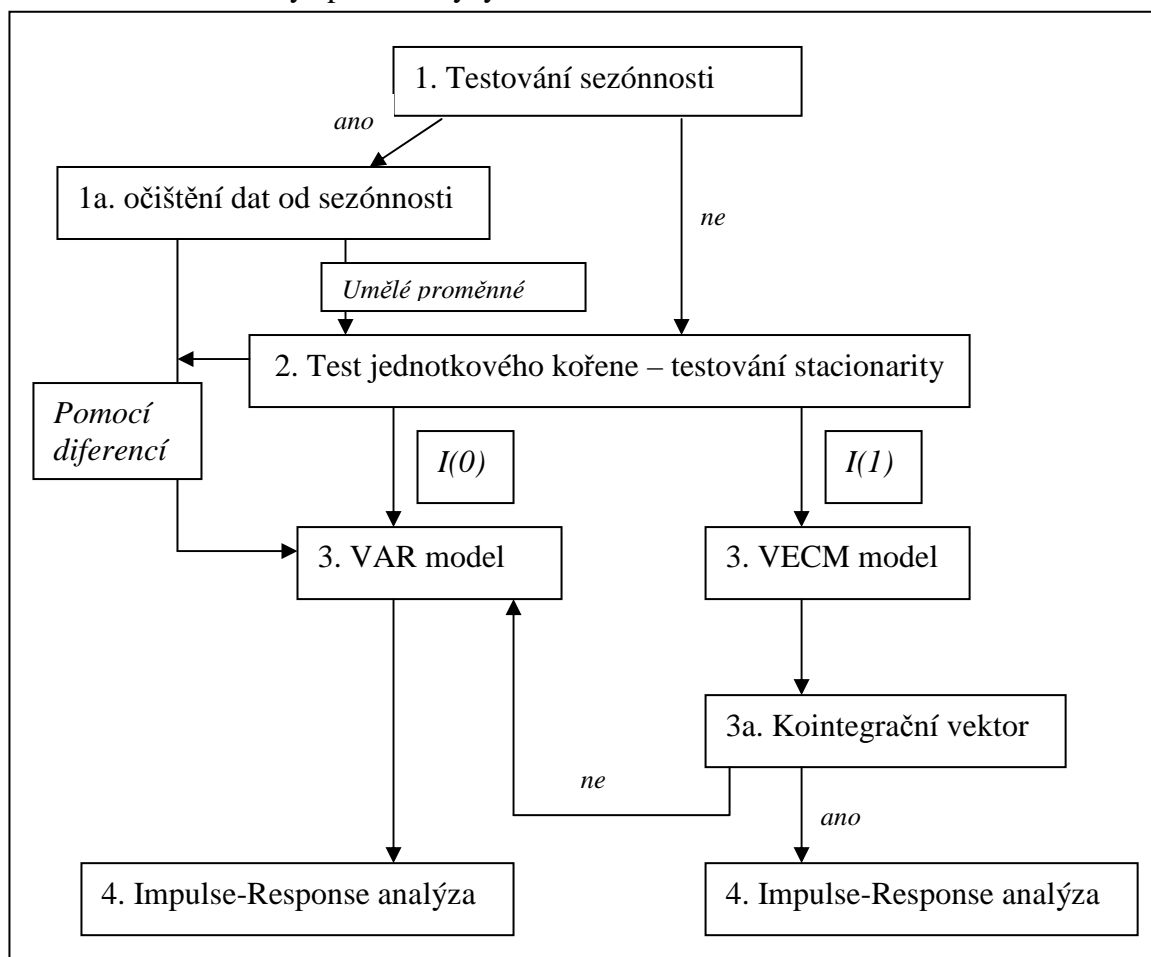
kde:

- T je dolní triangulární matice definovaná na základě Simsova přístupu, využívající Choleskyho dekompozici Σ (např. kovarianční matice šoků $-u_t$), kdy $\Sigma = TT'$;
- e_i je $m \times 1$ vektor definovaný vztahem: $e_i = (0, 0, 0, \dots, 1, \dots, 0)'$.

3.1.4. Schematické znázornění analýzy cenové transmise s využitím výše definovaných přístupů

Souhrnně lze metodický aparát využitý v rámci analýzy cenové transmise popsat prostřednictvím následujícího schématu 1.

Schéma 1 - Metodický aparát analýzy cenové transmise



Zdroj: vlastní tvorba

Z výše uvedeného schématu 1 vyplývá, že prvním krokem při analýze cenové transmise bylo testování sezónnosti podkladových údajů získaných ve formě měsíčních časových řad od roku 1994 do roku 2008 z databáze ČSÚ. Konkrétně se jednalo o cenu zemědělských výrobců pšenice krmné, cenu průmyslových výrobců krmných směsí pro jednotlivé kategorie zvířat (prasata ve výkrmu, brojleři, skot) a cenu zemědělských výrobců masa vepřového, drůbežího, hovězího. Všechny ceny byly v modelech cenové transmise uváděny v Kč/t.

Před samotnou konstrukcí modelu VAR resp. VECM bylo nejprve nutné provést analýzu podkladových údajů a to zejména s ohledem na skutečnost, že jednou

z důležitých vlastností mnoha ekonomických časových řad je dle Arlta (1999) sezónnost. Sezónní složkou časových řad se rozumí periodické kolísání, která má systematický charakter. Toto kolísání se odehrává během jednoho roku a každý rok se ve stejné nebo modifikované podobě opakuje. Tradičním předpokladem je, že sezónní složka časové řady má pravidelný deterministický charakter.¹⁹

Test sezónnosti byl proveden prostřednictvím výpočtu sezónních indexů – sezónních faktorů dle vztahu (25), a to s využitím softwaru STATISTICA. Z výsledků sezónních indexů bylo usuzováno na vývoj sezónní složky analyzovaných časových řad a charakter sezónnosti.

Jednoduchý sezónní index lze kvantifikovat např. podle vztahu:

$$S_j = \frac{m \cdot \sum_{i=1}^n X_{i,j}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{i,j}} \quad (25)$$

kde: n počet period (tj. počet analyzovaných let);

m počet období v rámci jedné periody (tj. počet měsíců = 12),

S_j hodnota sezónního indexu pro j -té období;

$X_{i,j}$ hodnota pozorování časové řady v i -té periodě a j -tém období v rámci příslušné periody.

S ohledem na vlastnosti časových řad je zpravidla nutná úprava podkladových údajů napozorovaných hodnot. Úprava či transformace měsíčních dat může využít různé způsoby - očištění dat, logaritmování hodnot, popř. přechod k zahrnutí sezónní složky do modelu, diferencování apod. Hušek (1999) však uvádí, že postup diferencí různého řádu (pro zajištění stacionarity) místo původních pozorování vede k eliminaci trendu v ekonomické analýze krátkodobé dynamiky, avšak neumožňuje využít v časových řadách obsaženou cennou informaci o dlouhodobých vztazích mezi ekonomickými veličinami.

Byla-li pomocí sezónních indexů na základě provedeného testu sezónnosti sezónnost v časové řadě prokázána, pak bylo nutné přistoupit k dalšímu kroku (1a), tj. očištění dat od sezónnosti. K tomuto bylo možné využít dva přístupy:

¹⁹ V ekonomických časových řadách je rozumné předpokládat, že sezónní složka má charakter stochastický. (Arlt, 1999)

- a) sezónní proměnné (SIN2Π), umělé proměnné (DUM) případně proměnné vystihující délku výrobního cyklu (SIN2Π2) – za předpokladu, že se hodnoty sezónních indexů odchylojí v jednotlivých měsících o $\pm 5\%$ a méně;
- b) diference 1. řádu, příp. sezónní diference - za předpokladu, že se hodnoty sezónních indexů odchylojí v jednotlivých měsících více než 5% .

Umělá proměnná (DUM) byla konstruována jako nula-jedničkový vektor. Jedničky jsou v tomto vektoru přiřazeny obdobím (měsícům), v nichž došlo v časové řadě analyzovaných dat k významným výkyvům, tj. eliminují krátkodobé extrémní hodnoty cen.

Sezónní proměnná a proměnná vystihující délku výrobního cyklu byly definovány s využitím harmonické funkce ve tvaru:

$$f: y = A \sin(\omega t + \varphi_0) \quad (26),$$

kde A , ω , φ_0 jsou reálné konstanty, t je čas. Konstanta A , tj. amplituda funkce je odhadnuta jako parametr proměnné $(\sin(\omega t + \varphi_0))^2$ definovaného ekonometrického modelu. $(\omega t + \varphi_0)$ fáze (φ_0 počáteční fáze), resp. perioda funkce byla určena dle očekávání o povaze sezónnosti v zemědělském odvětví. Tzn. sezónní proměnná je vyjádřena podle vztahu (27) a proměnná vystihující délku výrobního cyklu podle vztahu (28).

$$\left(\sin\left(\frac{\pi}{12}t - \frac{\pi}{12}\right) \right)^2 \quad (27),$$

$$\left(\sin\left(\frac{\pi}{24}t - \frac{\pi}{24}\right) \right)^2 \quad (28).$$

Po očištění dat od sezónnosti (byla-li prokázána) a zároveň v případě, že sezónnost nebyla u časových řad prokázána, lze přistoupit k dalšímu kroku (2.), tj. k testu jednotkového kořene – testu stacionarity.

Stacionarita časových řad byla analyzována s využitím ADF (Augmented Dickey-Fuller) testu pro 12 zpoždění ($p = 12$) dle vztahu (6) – (9). Nulová hypotéza H_0 předpokládá, že data jsou nestacionární a tedy integrována řádu 1, tzn. $I(1)$. Tato hypotéza je potvrzena, je-li vypočítaná hodnota testovacího kritéria větší než tabulková hodnota testovacího kritéria ADF testu (testování bylo prováděno na hladině významnosti 0,05). V opačném případě platí, že jsou časové řady stacionární - integrovány řádu 0, tj. $I(0)$.

Vzhledem k předpokladům modelů VAR resp. VECM lze charakterizovat další metodický postup. Jsou-li data stacionární, lze přistoupit k odhadu VAR modelu, jehož podmínkou je využití stacionárních dat. Obdobně je přistoupeno k odhadu VAR modelu, je-li využito pro odstranění sezónnosti způsob (b) a to z toho důvodu, že VECM je vždy odhadován z původních dat.

Nejsou-li data stacionární, lze přejít ke konstrukci VECM dle vztahu (20), a to testováním dlouhodobého vztahu mezi proměnnými. Existuje-li mezi proměnnými dlouhodobý vztah, pak existuje kointegrační vektor (r), který tento vztah charakterizuje. Je-li potvrzena existence dlouhodobého vztahu mezi proměnnými (kointegračního vektoru) pomocí charakteristického (vlastního) čísla (eigenvektoru), potom musí být vypočítána hodnota testovacího kritéria větší než kritická hodnota (testováno opět na hladině významnosti 0,05). Tím je zamítnuta nulová hypotéza $H_0: r = 0$ ve prospěch hypotézy alternativní: $H_A: r = 1$ (kde r = počet kointegračních vektorů).

S využitím softwaru Microfit byl proveden odhad parametrů modelu na základě metody nejmenších kointegrovaných čtverců s následnými diagnostickými testy²⁰ (Pesaran a kol., 2003): test funkční formy, test normality, test heteroskedasticity, test sériové autokorelace reziduí. Pro každý z těchto diagnostických testů byly počítány dvě testovací statistiky – Lagrangeův multiplikátor (LM statistics) vycházející z χ^2 rozdělení a F-statistika resp. modifikovaný LM (LM F) vycházející z F-rozdělení.

K naplnění dalšího cíle analýzy transmisního mechanismu je v rámci zkoumání dlouhodobé dynamiky systému využito impulse-response analýzy a dekompozice rozptylu odhadnutého modelu. Použití těchto metod nabízí podrobné informace o charakteru cenové transmise a vlivu inovací (šoků) na vývoj cen. Grafické zobrazení impulse-response analýzy pak předpokládá šok (měřený v grafu na ose y) ve výši směrodatné odchylky, tzn., že jednotkový šok vyvolaný danou proměnou odpovídá velikosti směrodatné odchylky této proměnné.

²⁰ Diagnostické testy vychází z předpokladů, které má splňovat klasický lineární regresní model: předpoklad homoskedasticity (tj. předpoklad konečného a konstantního rozptylu náhodných složek), nekorelovaných reziduí, předpoklad ortogonality (náhodná složka a koeficienty regrese jsou nekorelované), nulová střední hodnota náhodné složky a předpoklad normálního rozdělení.

3.1.5. Definování dílčích modelů cenové transmise

Problematika cenové transmise byla analyzována na základě modelů VAR resp. VECM v odvětví pšenice krmné. Modely cenové transmise vycházejí z reálných tržních vztahů ve vertikále krmné pšenice a lze definovat následovně:

1. **Model 1** – simultánní vztahy mezi CZV pšenice krmné (CZVP), CPV krmné směsi pro brojlerů (CPVKSB), CPV krmné směsi prasata - prasata ve výkrmnu nad 65 kg – tzn. kategorie A3 (CPVKSV), a CPV krmné směsi pro skot (CPVKSH).
2. **Model 2** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro brojlerů (CPVKSB) a CZV maso drůbeží (CZVMK).
3. **Model 3** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro prasata kategorie A3 (CPVKSV) a CZV maso vepřové (CZVMV).
4. **Model 4** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro skot (CPVKSH) a CZV maso hovězí (CZVMH).

3.2. Model lineárního programování – optimalizace spotřeby pšenice v krmných směsích

Využití lineárního programování má široké uplatnění v mnoha oborech. Jak tvrdí Reisch (1967), kolísající ceny komponent krmných směsí vyžadují stále úpravy směsí sestavovaných s požadavkem minimálních nákladů, aniž přitom narušují kvalitativní podmínky minimálního, popř. maximálního obsahu určitých komponent krmných směsí.

Obecně lze model lineárního programování, při optimalizaci složení krmných směsí s ohledem na minimalizaci nákladů na krmné suroviny, definovat následovně:

$$\text{Minimalizace } c^T x \text{ při } Ax \leq b, x \geq 0 \quad (29)$$

kde:

c je vektor cen; $c = (c_1, c_2, \dots, c_n)^T$;

x je vektor proměnných; $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$;

A je strukturální matice;

$$\begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & \dots & a_{2n} \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{m1} & \dots & a_{mn} \\ \cdot & & \end{pmatrix}$$

b je vektor požadavků; $b = (b_1, b_2, \dots, b_n)^T$;

Lineární optimalizační modely zahrnují velmi často jednoduchá omezení jednotlivých proměnných, která stanovují horní nebo dolní meze (Zelinka, 1965). Omezení zdola je typické např. pro výrobní optimalizační modely, kdy lze jako dolní mez charakterizovat např. minimální rozsah produkce daného výrobku, pro dopravní problémy s ohledem na minimální rozsah dodávky atd. Obdobně lze uvést i příklady využití horních mezí.

V případě omezení shora i zdola lze model lineárního programování popsat následujícím vztahem (Zelinka, 1965), kdy minimalizujeme:

$$f(x) = cx ; \text{ při omezeních: } Ax = b \text{ a } d < x < h \quad (30)$$

kde:

x je vektor proměnných; $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$;

c je vektor cen; $c = (c_1, c_2, \dots, c_n)^T$;

A je strukturální matice;

$$\begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & \dots & a_{2n} \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{m1} & \dots & a_{mn} \\ \cdot & & \end{pmatrix}$$

b je vektor požadavků; $b = (b_1, b_2, \dots, b_n)^T$;

d je vektor dolních mezí; $d = (d_1, d_2, \dots, d_n)^T$;

h je vektor horních mezí; $h = (h_1, h_2, \dots, h_n)^T$.

Vektor x představuje v optimalizačním modelu vektor komponent krmných směsí užívaných pro chov²¹ hospodářských zvířat. V modelu byly kvantifikovány následující komponenty:

- obiloviny (pšenice, ječmen, oves, žito, tritikále, kukuřice, ostatní);
- luštěniny (hrách, ostatní);
- mlýnské krmné suroviny (krmná mouka, otruby, ostatní);
- krmné suroviny z olejnatých semen (sójový extrahovaný šrot, řepkový extrahovaný šrot a výlisky, slunečnicový extrahovaný šrot a výlisky, ostatní);
- sušené pivovarské mláto;
- ostatní produkty potravinářského průmyslu;

²¹ Chov zvířat je zde chápán v širším slova smyslu. To znamená, že zahrnuje u jednotlivých druhů hospodářských zvířat různé užitkové směry (např. v případě prasat různé fáze výkrmu, prasnice březí, kojící, apod., obdobně i u ostatních kategorií zvířat).

- krmiva živočišného původu (živočišné moučky, rybí moučka, sušené mléko, ostatní);
- úsušky pícnin;
- minerální krmiva;
- ostatní krmné suroviny.

Vektor c lze charakterizovat prostřednictvím vektoru cen jednotlivých komponent či složek krmných směsí. Ceny jsou v modelu reprezentovány průměrnou měsíční cenou zemědělských výrobců za období leden – prosinec 2007, uváděny v Kč/q a vychází z databáze ČSÚ a publikací MZe.

Strukturální matice A obsahuje složení komponent krmných směsí z hlediska výživy. Dle kategorií zvířat vychází matice A u jednotlivých komponent krmných směsí z chemické typologie živin, kterou uvádí Zeman a kol. (2006):

- obsah dusíkatých látek (NL) – bílkovin (lyzin, methionin, treonin, tryptofan) a nebílkovinných látek (močovina);
- lipidy – tuky (kyselina linolová)²²;
- sacharidy - vláknina (celulóza, hemicelulóza, lignin) a bezdusíkaté látky výtažkové (polysacharidy – škroby a monosacharidy – cukry);
- popeloviny – makroprvky (vápník, fosfor, sodík, draslík, síra, hořčík, chlór) a mikroprvky (železo, měď, mangan, zinek, selen, kobalt, molybden, jod).

Vedle výše uvedených látek jsou součástí matice A také další parametry (vitamíny, NEL (Netto energie laktace), ME (metabolizovatelná energie) atd.).

Podkladová data²³ strukturální matice A vychází z databáze ČSÚ a prací autorů Zelenka a kol. (1999), Šimeček a kol. (1993), Sommer a kol. (1994) a další.

Vektor požadavků b vychází z omezení kladených na složení krmných směsí u jednotlivých kategorií zvířat, tzn., že obsahuje limity použitelnosti surovin v krmných směších. Tyto limity představují v některých případech omezení shora i zdola, v jiných případech pouze jednostranné omezení. Podkladová data vektoru b vychází z obdobných pramenů jako strukturální matice A a jsou uváděna v procentech.

Využití lineárního programování je v rámci disertační práce variantně strukturováno do tří dílčích částí:

²² V typologii lipidů Zeman a kol. (2006) uvádí vedle tuků také vosky a jiné lipidy, ty však nebyly v matici A zastoupeny.

²³ Naturální vyjádření živin a dalších parametrů je uváděno dle obvyklých jednotek, tzn. g/kg (živina/komponenta), MJ, % atd.

1. *Technická omezení*: Optimalizační model využití pšenice v krmných směsích s ohledem na technická omezení; v rámci tohoto modelu vstupují veškeré komponenty do procesu optimalizace s nulovou cenou. Omezující podmínky jsou reprezentovány minimálními, popř. maximálními limity zastoupení komponent v krmné směsi a optimalizační model je kvantifikován s ohledem na koeficienty strukturální matice A (tj. živinové ukazatele). Výsledky modelu jsou následně porovnány se statistickými daty týkajícími se spotřeby komponent krmných směsí v roce 2007.
2. Alokační efektivnost, tj. *technicko-ekonomická omezení*: Optimalizační model využití pšenice v krmných směsích s ohledem na technicko-ekonomická omezení, tj. alokační efektivnost. V rámci tohoto modelu jsou minimalizovány náklady na komponenty krmných směsí pro jednotlivé kategorie hospodářských zvířat. Model je kvantifikován za předpokladu racionálního chování výrobců krmných směsí, kteří usilují o maximalizaci zisku prostřednictvím minimalizace výrobních nákladů. Omezující podmínky jsou reprezentovány minimálními, popř. maximálními limity zastoupení komponent v krmné směsi a optimalizační model je kvantifikován s ohledem na koeficienty strukturální matice A (tj. živinové ukazatele). Výsledky modelu jsou následně porovnány se statistickými daty týkajícími se spotřeby komponent krmných směsí v roce 2007.
3. *Stínové ceny*: Poslední část analýzy krmných směsí představuje analýza vlivu změny ceny pšenice na změnu složení krmné směsi. Jedná se o analýzu využívající vlivu stínových cen.

Vzhledem k tomu, že je složení krmných směsí diferencováno dle druhů hospodářských zvířat a jednotlivých kategorií zvířat, je nutné vymezit druhy krmných směsí, které vstupují do databáze pro optimalizační výpočty. Krmné směsi optimalizované v modelu reprezentují „typické“ a co do rozsahu nejvíce využívané krmné směsi v České republice a lze je klasifikovat následovně:

1. krmné směsi v chovu drůbeže:
 - brojleři B1 (stáří 0 – 3 týdny);
 - brojleři B2 (stáří 3 – 5 týdnů);
 - brojleři B3 (stáří nad 5 týdnů);
 - nosnice N1 (užitkové);
 - nosnice N2 (užitkové);

- krůty K1 (stáří 0 - 4 týdny);
 - krůty K2 (stáří 5 – 8 týdnů);
 - krůty K3 (stáří 9 – 12 týdnů);
 - krůty K4 (stáří 13 – 16 týdnů);
 - krůty K5 (stáří 17 – 20 týdnů);
 - krůty resp. krocani K6 a K7 (stáří nad 20 týdnů);
2. krmné směsi v chovu prasat:
- prasata P1 (výkrm do 35 kg);
 - prasata A2 (výkrm 35 – 65 kg);
 - prasata A3 (výkrm nad 65 kg do porážkové hmotnosti);
 - prasnice 1 (březí);
 - prasnice 2 (kojící);
3. krmné směsi v chovu skotu:
- dojnice D1 (užitkovost 16 – 20 kg/den);
 - dojnice D2 (užitkovost 20 – 24 kg/den);
 - dojnice D3 (užitkovost 24 – 28 kg/den);
 - býci 1 (přírůstek do 1 kg/KD) – bílkovinná/glycidová krmiva;
 - býci 2 (přírůstek nad 1 kg/KD) – bílkovinná/glycidová krmiva.

Aby bylo možné provést komparaci dat optimalizačních modelů se statistickými daty, byly vypočtené procentní podíly jednotlivých komponent krmných směsí u každé kategorie hospodářských zvířat přepočteny na naturální množství.

Základem pro tyto propočty byla reálná výroba krmných směsí za rok 2007, kterou publikovalo MZe (údaje v tabulce 1 pro kategorii I). Následně byly u každého chovu provedeny přepočty pro kategorii II a kategorii III. Přepočty v kategorii III vychází z předpokladu, že procentní podíly jednotlivých komponent v krmné směsi odpovídají v součtu 100 %, tj. celkovému množství vyrobené krmné směsi pro zvolenou kategorii zvířat. Např. součet vypočtených procentních podílů jednotlivých komponent krmných směsí (složení krmné směsi) použitých v krmné směsi pro brojlerů B1 odpovídá naturálně množství vyrobené krmné směsi B1 (obdobně u dalších kategorií).

Výpočet teoretické naturální spotřeby komponent krmných směsí je proto založen u všech kategorií zvířat na objemu výroby krmných směsí v roce 2007 a respektuje níže uvedenou strukturu výroby krmných směsí (tabulka 1). Vzhledem k tomu, že v některých analyzovaných chovech hospodářských zvířat není kalkulováno se všemi druhy směsí, není vždy součet u kategorie II roven 100 % (s výjimkou chovu

prasat). Model např. nezahrnuje krmné směsi využívané v chovu kachen či perliček, telat, v chovu králíků, koní atd.

To pak znamená, že přepočítání jednotlivých komponent v krmných směsích vychází z modelem odhadnutého podílu komponenty, jež je násobená celkovou spotřebou krmné směsi v dané kategorii. Součet všech kategorií pak dává spotřebu krmných směsí v chovu skotu, drůbeže a prasat a tyto údaje jsou publikované jako výsledky optimalizačních modelů.

Tab 1 - Struktura výroby krmných směsí v roce 2007

Kategorie I	Tuny*	%	Kategorie II	Tuny	%	Kategorie III	Tuny	%
Chov prasat	1268147	43,87	Prasata P1	63407,35	5,0	Prasata P1	63407,35	100,0
			Prasata výkrm	887702,9	70,0	Prasata A2	257433,84	29,0
						Prasata A3	630269,06	71,0
			Prasnice	317036,75	25,0	Pras. kojící	69748,09	22,0
						Pras. březí	247288,67	78,0
Chov skotu	547957	18,96	Dojnice	438365,6	80,0	Dojnice D1	221374,63	50,5
						Dojnice D2	141153,72	32,2
						Dojnice D3	75837,25	17,3
			Býci	84933,335	15,5	Býci 1	73297,47	86,3
						Býci 2	11635,87	13,7
Chov drůbeže	1074327	37,17	Nosnice	247095,21	23,0	Nosnice N1	148257,13	60,0
						Nosnice N2	98838,08	40,0
			Brojleři	483447,15	45,0	Brojleři B1	62848,13	13,0
						Brojleři B2	314240,65	65,0
						Brojleři B3	106358,37	22,0
			Krůty	75202,89	7,0	Krůty K1	4512,17	6,0
						Krůty K2	12032,46	16,0
						Krůty K3	18048,69	24,0
						Krůty K4	21056,81	28,0
Krůty K5	15040,58	20,0						
Krůty K6 + K7	4512,17	6,0						

Zdroj: MZe, vlastní výpočty

* Údaje za rok 2007

4. LITERÁRNÍ REŠERŠE

4.1. Trh, fungování tržního mechanismu

Politické změny v ČR zahájené v roce 1989 znamenaly zásadní zvrat ve fungování celé společnosti, což ve svém důsledku vedlo k zahájení procesu přechodu od ekonomického modelu centrálně plánovaného hospodářství k modelu tržní ekonomiky.

Stejně tak i společenské změny na počátku 90. let přinesly ekonomické změny, jež se mimo jiné projeví odstartováním procesu postupné liberalizace agrární politiky. To mělo za následek prudký růst cen potravin, přispívající k poklesu reálného příjmu a poptávky obyvatelstva. Současně docházelo k růstu cen základních surovin využívaných agrárním sektorem, což zhoršovalo postavení zemědělských producentů. Navíc kupní síla exportních trhů bývalého Sovětského Svazu a ostatních zemí východního bloku poklesla a agrární trh zemí EU se otevíral velmi pozvolna. (Ratinger, Toušek, 2004)

Odpověď na základní ekonomickou otázku co, jak a pro koho vyrábět je dána ve smíšené ekonomice převážně systémem cen a trhů, neboť tržní systém se při řešení této trojice ekonomických problémů spoléhá na nabídku a poptávku. (Samuelson, Nordhaus, 1991)

Trh nejen zabezpečuje efektivní alokaci výrobních faktorů, ale ekonomickým subjektům přináší výhody ze směny v podobě tzv. přebytku spotřebitele a přebytku výrobce (Macáková, 1997). Většina trhů v ekonomice jsou vysoce konkurenčními trhy, tzn. trhy s vysokým počtem prodávajících a kupujících, takže každý z nich má pouze zanedbatelný vliv na tržní cenu. (Mankiw, N. G, 2000)

Některé trhy se vyznačují nestabilitou, protože produkce podléhá nepředvídatelným výkyvům. Jde hlavně o zemědělské plodiny, jejichž úroda bývá ovlivněna nepředvídatelnými vlivy jako je počasí, choroby plodin nebo rozšíření škůdců. (Holman, 2002)

Trh zemědělských komodit patří mezi vysoce organizované trhy. Na těchto trzích se kupující a prodávající setkávají na určitém místě a v určitý čas a za pomoci aukcionáře se stanovují ceny a zprostředkovávají prodeje. (Mankiw, 2000)

Na trhu pšenice existují miliony zemědělců, kteří pšenici prodávají, a miliony spotřebitelů, kteří tuto komoditu poptávají. Jelikož žádný jednotlivý kupující či prodávající není schopen ovlivnit cenu, každý přijímá cenu jako dogma. Na takovémto trhu lze tedy aplikovat předpoklady dokonalé konkurence - dokonale konkurenční trhy

jsou definovány dvěma základními charakteristikami: (i) nabízené statky jsou stejné, (ii) kupujících a prodávajících je tolik, že žádný z nich nemůže ovlivnit tržní cenu (Mankiw, 2000). Tvrzení o dokonalé konkurenci na trhu pšenice podporuje také Holman (2002).

Avšak např. Havránek (1992) upozorňuje na skutečnost, že tržní struktura odvětví je vždy složitější, je kombinací více typů, s přechodnou podobou mezi jednotlivými typy, a je tudíž modelovými kategoriemi obtížně popsitelná. Proto je pro hlubší analýzu vždy nutné posoudit, zda je trh daného odvětví více dokonale konkurenční, resp. méně nedokonale konkurenční, kdy se tržní řešení bude blížit řešení dokonale konkurenčnímu. Při značném zjednodušení lze pak typ konkurence určit podle toho, zda je subjekt tzv. price taker (přijímající cenu) nebo price maker (tvořící cenu).

Jestliže je na trhu mnoho prodávajících a mnoho kupujících, potom nikdo z nich nemůže změnit cenu; znamená to, že nakupující danou cenu²⁴ přijímá. (McCloskey, 1993)

Opakované uzavírání obchodu na dobře organizovaném trhu předpokládá, že farmáři a spotřebitelé uzavírají předběžné smlouvy při nízké ceně, ale je-li zjištěno, že tato nízká cena nevytváří rovnováhu, potom smlouvu mění. Smlouvy se stávají závaznými a směna je ve skutečnosti uzavřena pouze tehdy, jestliže cena nemá tendenci ke změně (tzn. při „prostřední“ ceně). Na ostatních trzích je však tento předpoklad založen na tvrzení, že se zisky a ztráty z obchodování při nerovnovážných cenách vyrovnávají, což však může v praxi narážet na problém, že je-li např. z důvodu očekávané špatné sklizně nakoupeno velké množství pšenice za velmi vysokou cenu, potom mohou být spotřebitelé pšenice zruinováni tak, že je nakonec dosažená rovnovážná cena krajně odlišná od té, již by mohlo být dosaženo opakovaným vyjednáváním. (McCloskey, 1993)

Základní rámec pro analýzu zemědělské produkce lze spatřit v neoklasické ekonomické teorii (McIntosh, Shumway, 1994). Neoklasický přístup k producentům a spotřebitelům předpokládá s ohledem na jejich rozpočtové možnosti maximalizaci zisku producenty a maximalizaci užítku spotřebiteli. (Ratinger, Toušek, 2004)

Nabídka (S) a poptávka (D) jsou jedním z ekonomických nástrojů, který je využitelný pro analýzu trhů (McCloskey, 1993). S využitím těchto dvou nástrojů lze charakterizovat fungování tržního mechanismu. Samuelson a Nordhaus (1991) uvádějí

²⁴ Skutečnost, že je cena přijímána, dovoluje radikální zjednodušení teorie směny – odstraňuje to smlouvání. (McCloskey, 1993)

následující faktory ovlivňující poptávku: vlastní cena, průměrný důchod, počet obyvatel, ceny příbuzných statků, specifické faktory. Naproti tomu faktory ovlivňující nabídku definují následovně: vlastní cena, výrobní náklady – technika a ceny vstupů, ceny výrobních substitutů, organizace trhu, specifické faktory (u pšenice kvalitativní normy).

V rámci nabídkové funkce hrají svou úlohu také zásoby. Burton (1995) a Boussard (1996) nezávisle na sobě s využitím podobných nabídkově-poptávkových modelů prokázali, že za předpokladu averze výrobců k riziku je pro trh mnohem snadnější se po krátké nestabilitě opět vrátit do rovnovážného stavu.

Problematikou tvorby zásob se zabývali mj. Jha a Srinivasan (1999), kteří došli k závěru, že optimální výše zásob je tehdy, jestliže platí následující podmínka:

$$p_t + k > (1 + \rho)^{-1} E_t(p_{t+1}), S_t = 0$$

$$p_t + k = (1 + \rho)^{-1} E_t(p_{t+1}), S_t > 0$$

kde p_t je aktuální cena, k jsou mezní náklady skladování (konstanta), ρ je diskontní sazba a S je množství soukromých zásob. Z výše uvedeného vztahu vyplývá, že zásoby budou nulové dokud bude očekávaný výnos z držby dodatečné jednotky zásob nižší než náklad na její držbu. Zásoby existují pouze v případě, že je užitek vyšší než náklad²⁵.

Analýza světových zásob poukazuje na významný vliv na světovou cenu pšenice v 50. letech 20. století. Carter aj. (1999) zkoumali vztah mezi poměrem zásob a úrovní světové spotřeby a cenami. Došli k závěru, že společně s ostatními obilovinami (jako je např. rýže a kukuřice) měla role zásob mnohem menší vliv v 90. letech 20. století než v předcházejícím období. Tvrdí, že tento pokles vlivu je spojen také s integračními procesy světového trhu v 90. letech, který je výsledkem národních a multilaterálních obchodních dohod (jako např. GATT, NAFTA nebo MERCOSUR) a změnami ve vývoji domácí politiky hlavních exportérů (jako je např. USA), které redukovaly zásoby držené vládou a v tom samém období měly redukcí intervencí stabilizovat domácí tržní ceny a destabilizovat trhy mezinárodní.

Bobenrieth a Wright (1999) sledovali vztah mezi zásobami a velmi krátkodobými výkyvy v ceně (z hodiny na hodinu, ze dne na den). Poukazují na základě svých výsledků na to, že zásoby zde hrají významnou roli.

Při analýze poptávkové křivky je třeba věnovat pozornost spotřebitelskému přebytku, který vzniká v případě, že reálná cena je nižší než cena, kterou by byl

²⁵ Tito autoři zároveň upozorňují na stochastické a dynamické hledisko, což nutně předpokládá zohlednění predikce aktuální sklízně, ale také zásob minulého období.

spotřebitel ochoten zaplatit. Obdobě je při analýze nabídkové křivky řeč o přebytku výrobce. McCloskey (1993) tvrdí, že oba přebytky přinášejí zisky z obchodu oběma stranám a jejich součet tvoří celkový společenský zisk z obchodu, který dosahuje maxima právě v bodě, v němž se nabídka rovná poptávce. Spotřebitelský přebytek proto považuje za přebytek užitné hodnoty (přičtený spotřebitelům) nad směnnou hodnotou; obdobně přebytek výrobce za přebytek užitné hodnoty (přičtený výrobcům).

Problematiku spotřebitelova přebytku lze podle McCloskeyho (1993) přenést rovněž do analýzy tržních vztahů při existenci zprostředkovatelů, jejichž úkolem je zvýšit společenský přebytek tím, že „stáhnou“ komoditu v době, kdy má nízkou cenu (tzn. v dobrém roce) a skladují ji do doby, kdy má vysokou cenu (ve špatném roce). Z toho vyplývá, že společnost jako celek²⁶ získává v důsledku stabilizace výroby. Kdo konkrétně získává je otázkou distribuce, nikoli efektivnosti, přičemž je zřejmé, že zprostředkovatelé nedosáhnou celý zisk, o než usilují.

Co se týká produktivity výroby, ta může být definována dvěma způsoby: (i) maximální množství outputu při daném množství inputu nebo (ii) produkce požadovaného množství outputu s využitím co možná nejnižšího množství inputu (Bakhshoodeh, Thomson, 2001). Současné teorie konkurenceschopnosti na mezinárodních trzích zdůrazňují, že potenciální i faktická možnost uplatnění produktů na těchto trzích stále více závisí nejen na produktivitě na straně nabídky, ale na schopnosti přizpůsobit se poptávce. Toto přizpůsobení pak neznamená pouze konkurenceschopnost z hlediska nalezení vhodného prostoru v rámci poptávky z hlediska kvantitativního a vyrovnání se světové ceně, ale konkurenceschopnost chápanou multidimenzionálně (Kjeldsen-Kragh, 2001).

Bakhshoodeh a Thomson (2001) se zabývali analýzou technické efektivnosti ve vztahu input-output, kdy s využitím Cobb-Douglasovy produkční funkce sestavili indexy technické efektivnosti²⁷. Došli k závěru, že technická efektivnost a tedy i produktivita závisí nejen na velikosti podniku, ale odvíjí se také od vzájemného poměru jednotlivých inputů. Významný vliv při této efektivnosti přisuzují zejména použitému hnojivu a osivu²⁸.

²⁶ Např. monopol zprostředkovatelů by si mohl pro sebe vyčlenit celý čistý zisk tak, že by odebral vše z přebytku vzniklého ochotou zaplatit. (McCloskey, 1993)

²⁷ Metodický aparát vycházel z publikací Timmera a Koppa, kteří se zabývali měřením technické efektivnosti.

²⁸ Mezi hodnocenými faktory byla půda, druhově členěná hnojiva, práce, závlahy a osivo.

4.2. Utváření tržní rovnováhy – pavučinový teorém

V tržní ekonomice jsou ceny signálem pro rozhodování podnikatelských subjektů, které zajistí jejich nejvyšší výhodu. Jestliže dojde na trhu k poklesu nebo nárůstu cen ve vztahu k cenám jiných statků, dochází společně s tím k růstu či poklesu jejich produkce. (Cramer, Jensen, 1994)

S ohledem na charakter zemědělské výroby a existenci časového zpoždění lze proces utváření tržní rovnováhy popsat prostřednictvím tzv. *pavučinového teorému*, který lze charakterizovat jako dílčí²⁹ dynamický nespojitý model (Allen, 1971):

$$D_t = D(P_t)$$

$$S_t = S(P_{t-1})$$

kde D_t = poptávka v období t ,

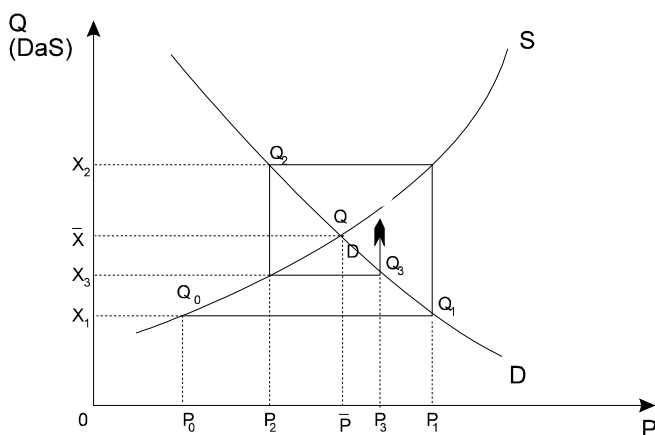
P_t = cena v období t ,

S_t = nabídka v období t ,

(P_{t-1}) = cena období $(t-1)$.

Je-li dána P_{t-1} v předchozím období, bude množství nabízeného zboží na trhu v běžném období $S(P_{t-1})$ a P_t se musí stanovit tak, aby vyrovnala nabídku, to znamená, že P_t a objemy koupí a prodejů jsou dány rovnicemi $X_t = D(P_t) = S(P_{t-1})$. Jestliže je stanovena počáteční cena P_0 , vyplyne z rovnic P_1 a X_1 , následně je-li dána P_1 , vyplyne z rovnic P_2 a X_2 atd. Obecně je průběh ceny P_t určen diferenční rovnicí prvního řádu (jednoho zpoždění): $D(P_t) = S(P_{t-1})$. Grafické řešení uvádí graf 1.

Graf 1 - Pavučinový teorém



²⁹ Týká se trhu jednoho zboží a přihlíží pouze k ceně tohoto zboží, nikoli k ostatním cenám ani k důchodu.

Průsečík nabídkové (S) a poptávkové (D) křivky nastává v bodě rovnováhy Q, který je průsečíkem bodů $(\bar{P}; \bar{X})$. Počáteční ceně P_0 odpovídá bod Q_0 na křivce S, která určuje nabídku v období 1. Nabídka se vyrovnává při ceně P_1 určené bodem Q_1 na křivce D. V období 2 začne nejprve pohyb z bodu Q_1 svisle nahoru do bodu na křivce S a potom vodorovně do bodu Q_2 na křivce D, čímž bude určena cena P_2 . Tento proces pokračuje, čímž vznikne pavučina zobrazená v grafu 1. Z tohoto zobrazení je zřejmé, že se posloupnost bodů blíží k bodu Q střídavě z obou stran – lze tedy hovořit o tzv. tlumených oscilacích, které nastávají v případě, že křivka D je strmější než křivka S (vzhledem k ose x). Naopak explozivní oscilace nastávají, je-li křivka S strmější než křivka D (vzhledem k ose x). Analogicky lze odvodit rovnoměrné oscilace při stejném sklonu křivky S a D.

V souvislosti s problematikou ceny vyvstává často v praxi otázka státních zásahů v této oblasti. Laissez-faire je francouzským výrazem pro nechat věcem volný průběh nebo upustit od jakýchkoli zásahů. Na základě této definice je pak tohoto termínu užíváno v souvislosti s politikou odstranění státních zásahů do ekonomiky. (McCloskey, 1993)

Intervenční cena je jedním z nástrojů, které jsou využívány k regulaci trhu. Kannapiran (2000) při hodnocení stability ceny poukazuje na různé názory kritiků a zastánců této teorie. Zatímco kritici tvrdí, že cenová stabilizace neúspěšně vyrovnává fluktuace v makroekonomickém vývoji, zastánci ji považují za efektivní nástroj k vyrovnávání makroekonomických výkyvů.

Mezi zastánce stabilizace ceny komodit lze zařadit i Kiela (1986), který argumentuje tím, že z makroekonomického pohledu je stabilizační politika doplňkem normálně fungující fiskální a monetární politiky a působí tak pozitivně na makroekonomickou stabilitu.

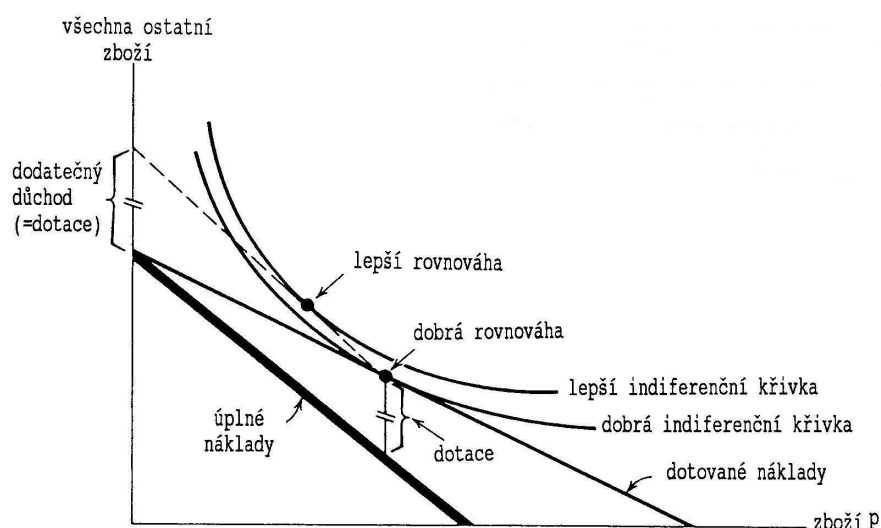
Stabilizace cen zemědělských výrobců je mnohem užitečnější u obchodovatelných produktů, které mají velký význam z hlediska celkového čistého importu. (Schiff, Valdés, 1992) Boussard (1999) tvrdí, že fluktuace cen je extrémně účinná zejména v případě, že je snahou uplatňované zemědělské politiky restrikce produkce.

Varangis a Larson (1996) dokládají, že vládní intervence za účelem stabilizace ceny a snižování nejistoty jsou často velmi nákladné a neúčinné.

Vliv na vývoj cen zemědělské produkce lze spatřovat i v uplatňovaných makroekonomických politikách³⁰, které působí na ceny prostřednictvím efektu na reálný směnný kurz. Zemědělské ceny společně s necenovými faktory včetně exogenních šoků determinují zemědělský output nebo nabídku. (Mamingi, 1997)

McCloskey (1993) v souvislosti s cenou analyzoval také dotaci ceny. Tvrdí, že dotace důchodu jsou vždy výhodnější než dotace ceny, neboť dotace, které mají za následek vládní výdaje, se nerovnají přímému převodu stejné částky v hotovosti, kterou lze označit jako dodatečný důchod. Tuto skutečnost dokládá graf 2, podle něhož dotace vede pouze k bodu označenému jako dobrá rovnováha, zatímco transfery vedou k bodu označenému jako lepší rovnováha.

Graf 2 – Dotace důchodu a ceny



Na význam stabilizace ceny a stabilizace příjmů producentů v prvovýrobě poukazuje také Kaldor (1987), který tvrdí, že má významný vliv na míru růstu poptávky po finálních výrobcích a službách.

³⁰ Monetární politika, fiskální politika, politika obchodní, politika směnného kurzu

4.3. Cenová transmise

Je zřejmé, že teorie ceny hraje hlavní úlohu neoklasické ekonomiky. Cena řídí alokaci výrobních zdrojů, určuje rozhodování ekonomických subjektů, cenová transmise vertikálně a horizontálně propojuje jednotlivé trhy.

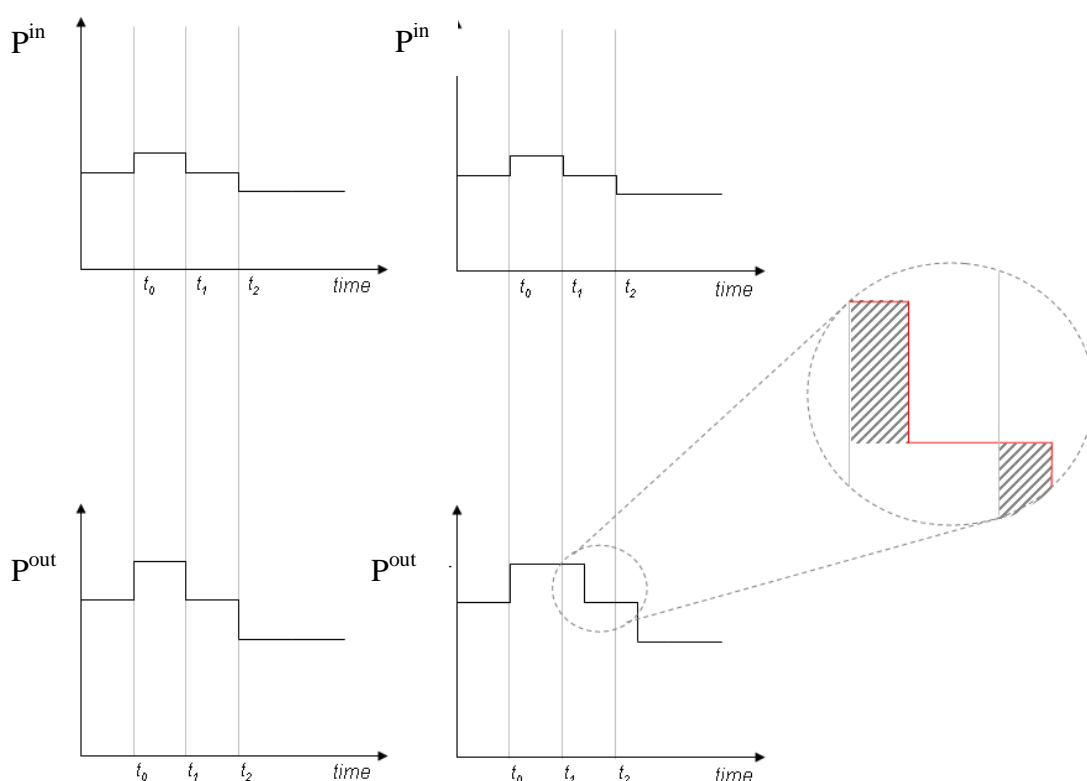
Změna ekonomických podmínek, projevující se v celkové tržní poptávce a nabídce, vede ke změně ceny resp. cenovému přizpůsobení jak na trhu surovin, tak na trhu produktů. (Cramer, Jensen, 1994)

Zdokonalení výrobních procesů vyplývající nejen ze zdokonalování výrobních prostředků, ale i aplikace nových vědecko-technických přístupů způsobuje značnou nadprodukcii, která se následně promítá do cenového vývoje např. stagnací cen i za předpokladu růstu ceny produkčních faktorů (práce, půdy apod.).

Efektivnost fungování tržního mechanismu je kromě jiného založena na průchodnosti tržních signálů z jednoho dílčího trhu, kde tento signál vznikl, na všechny ostatní navazující trhy. Změny v poptávce a nabídce na určitém trhu vytvářejí novou rovnováhu, což se v podmínkách dokonalé konkurence odrazí na navazujících trzích. Nedokonalost konkurence tyto procesy modifikuje. Při existenci asymetričnosti i jediného trhu ve vertikále je snížena průchodnost tržních signálů - např. změna ceny inputů producentů, kteří jsou v postavení dokonale konkurenčním, je zablokována navazujícím monopsonem a nemusí se vůbec promítnout (či v jiné intenzitě) v ceně finálního produktu. (Havránek, 1992)

V praxi lze v rámci cenové transmise rozlišovat buď transmissi symetrickou nebo asymetrickou, přičemž rozdíly z hlediska přenosu ceny jsou evidentní z grafu 3. V případě symetrické cenové transmise dochází k přenosu změny ceny inputu P^{in} do ceny produktu P^{out} ve stejném časovém horizontu. Naproti tomu v případě asymetrické cenové transmise je přenos cen v rozdílných časových úsecích s jinou intenzitou.

Graf 3 - Symetrická a asymetrická cenová transmise

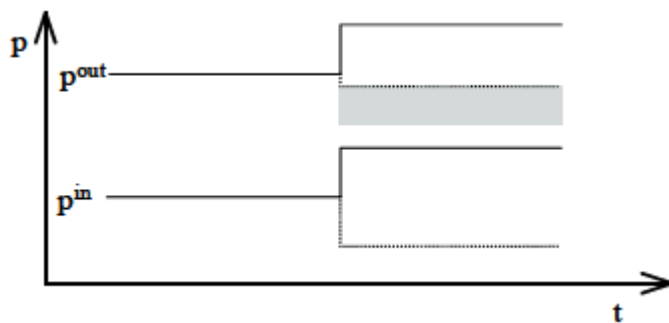


Asymetrická cenová transmise by měla být podle Meyera a von Cramon-Taubadela (2004) předmětem zájmu zemědělské ekonomiky, neboť v praxi existuje celá řada typologií cenové transmise a jejich příčin i důsledků.

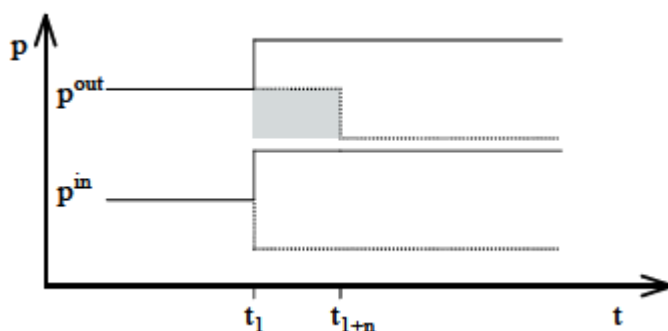
Peltzman (2000) se zabýval analýzou cenové transmise u 282 produktů (z toho 120 produktů představovaly produkty zemědělské nebo potravinářské) a konstatuje, že asymetrická cenová transmise je spíše pravidlo, než výjimka. Podle Peltzmana (2000) asymetrická cenová transmise např. způsobí, že jednotlivé skupiny neprofitují z poklesu ceny (kupující) nebo z nárůstu ceny (prodávající) v takové míře, jak by se očekávalo při symetrickém přenosu. V asymetrické cenové transmisi tak zpravidla dochází k rozdílnému přerozdělení vzniklého „přebytku“, který je změněn v důsledku jiného načasování nebo samotné velikosti přenosu (cenové transmise).

Asymetrie může být v cenové transmisi klasifikována buď podle rychlosti, s níž k cenové transmisi dochází, nebo podle velikosti přenosu. Rozdíl mezi těmito dvěma typy cenové transmise znázorňují Meyer a von Cramon-Taubadel (2004) dle níže uvedeného grafu 4a, 4b a 4c, který vychází z předpokladu, že cena P^{out} závisí na jiné ceně, označené jako P^{in} .

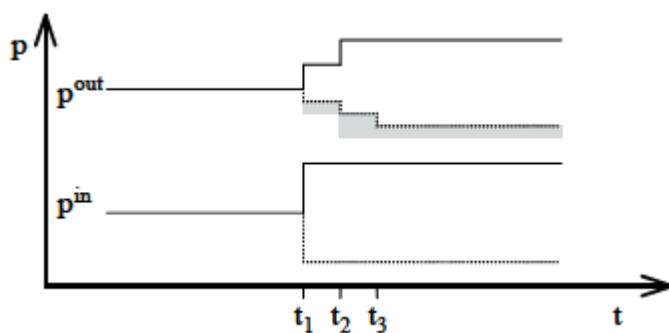
Graf 4a – Asymetrická cenová transmise (velikost přenosu)



Graf 4b – Asymetrická cenová transmise (rychlost přenosu)



Graf 4c - Asymetrická cenová transmise (velikost + rychlost přenosu)



V grafu 4a je velikost odpovědi na změny v P^{in} závislá na směru a velikosti této změny; v grafu 4b na rychlosti, s níž dochází k přizpůsobovací reakci (resp. k přenosu změny ceny P^{in} do P^{out}). Graf 4c zachycuje asymetrickou cenovou transmissi s ohledem na obě kritéria. Z grafu 4c je zřejmé, že růst ceny P^{in} je plně přenesen do ceny P^{out} v průběhu dvou období (t_1 a t_2). Naproti tomu pokles P^{in} vyžaduje 3 období (t_1 , t_2 a t_3) a i přes to není tato změna ceny plně přenesena do ceny P^{out} .

Transfery související s výše definovanými procesy jsou v grafech vždy znázorněny šedě. Interpretace je založena na předpokladu neelastické poptávky po zboží s cenou P^{out} (tzn. v čase konstantní a neměnné množství směny). Potom asymetrie

s ohledem na rychlost cenové transmise vede k dočasnému přesunu – od kupujících k prodávajícím; velikost pak závisí na délce mezi intervalem t_1 a t_{1+n} a zároveň na změně ceny a množství, které se dané transakce týká (graf 4b).

Asymetrie vycházející z velikosti cenové transmise vede k trvalému přenosu (graf 4a), přičemž velikost závisí výhradně na změně ceny a množství. Graf 4c ukazuje asymetrii s ohledem na změnu i velikost přenosu, které vedou ke kombinaci dočasného a trvalého přenosu.

Za příčiny vzniku asymetrické cenové transmise označují Meyer a von Cramon-Taubadel (2004) nekompetitivní tržní strukturu. Poukazují na skutečnost, že zejména v zemědělství, kde na počátku výrobního řetězce stojí zemědělci a na jeho konci spotřebitelé, dochází v prostředním článku vertikály ke zneužívání tržní síly zpracovateli nebo obchodními zprostředkovateli (řetězci). Za další důvod vzniku asymetrické cenové transmise považují dočasně vzniklé náklady v případě, že je firma nucena změnit množství nebo cenu vstupů resp. výstupů.

V praxi však existuje ještě celá řada dalších příčin cenové transmise. Kinnucan a Forker (1987) uvádí jako jednu z možných příčin podpory ceny (např. stanovení minimální ceny). Tvrdí, že vládní zásahy mohou vést k asymetrické cenové transmisi v případě, že vedou velkoobchody nebo maloobchody k víře, že snížení ceny zemědělských výrobců je pouze dočasné, neboť povede ke spuštění vládních zásahů, zatímco v případě zvýšení ceny zemědělských výrobců předpokládají, že tato změna bude pravděpodobně dlouhodobějšího charakteru.

Bailey a Brorsen (1989) poukazují na skutečnost, že vedle transmise fungující ve výrobní vertikále může existovat i prostorová cenová transmise. O takovýto typ cenové transmise se jedná tehdy jestliže P^{in} a P^{out} nejsou vázány na různé stupně ve výrobní vertikále, ale spíše jsou vázány na ceny těch samých produktů v jiné lokalitě (zemi). Příčiny prostorové cenové transmise mohou být obdobné jako v případě vertikální cenové transmise, tj. typ tržní struktury a její nedokonalosti, dodatečné náklady, nedokonalé informace atd. Např. v případě dodatečných nákladů se může jednat o náklady na přepravu zboží, které se mohou lišit podle „směru“ obchodu. Vše může být odvozeno od infrastruktury dopravy i historických zvyklostí.

Frey a Manera (2005) poukazují na různé přístupy a modely, které byly využívány ke zkoumání asymetrické cenové transmise. Ve výčtu těchto přístupů poukazují vedle ADL (Autoregressive distributed lag) modelů např. Houckovy kumulované cenové odchylky. Houck aplikoval přístup cenových odchylek u komodit

mléko a fazole v USA a rozpracoval tak přístup vytvořený Wolframem. Wolframův přístup vychází ze skutečnosti, že v modelu nevystupuje endogenní proměnná (cena) v podobě y_t , nýbrž v podobě odchylek ceny od její počáteční hodnoty (y_0). Model tak analyzuje dopady pozitivních a negativních odchylek dvou cen (cena X na cenu Y), které jsou kumulované od prvního analyzovaného období do posledního, tj. do současnosti. Mezi dalšími možnými přístupy k analýze cenové transmise uvádějí analýzy založené na cenových odchylkách mezi obdobími, které aplikovali např. Tweeten a Quance.

Frey a Manera (2005) zkoumali s využitím ekonometrických přístupů asymetrickou cenovou transmisi a definovali osm druhů asymetrie (A)/symetrie (S) v cenové transmisi. Tyto druhy označují následovně: současné dopady (COIA/COIS)³¹, efekt zpoždění (DLEA/DLES)³², kumulované dopady (CUIA/CUIS)³³, čas reakce, resp. čas odpovědi (RTA/RTS)³⁴, procesy vedoucí k rovnováze (EAPA/EAPS)³⁵, síla intenzity reakce pro přizpůsobovací procesy vedoucí k rovnováze (MEAPA/MEAPS)³⁶, dále REA/RES³⁷ nebo REAPA/REAPS³⁸. Za novější přístupy pak označují přístupy „korekce ekvilibria“. Mezi tyto přístupy řadí např. model PAM (Partial Adjustment Model) či ECM (Error Correction Model). ECM rozpracovali Engel a Granger (1987), neboť navrhli dvoustupňový proces s využitím ECM, který zahrnuje nejprve test kointegrace a dlouhodobého vztahu, následně odhad parametrů ECM.

Problematika cenové transmise je analyzována na různých trzích. Například Borenstein a kol. (1997) se zabývali analýzou cenové transmise mezi cenou ropy a benzínu a došli k závěru, že nedokonalost tržní struktury vede při klesající soudržnosti maloobchodních cen benzínu k pozitivní cenové asymetrii.

Zhou a Buongiorno (2005) se zabývali analýzou cenové transmise mezi produkty na různém stupni výrokové vertikály v lesnictví. Za tímto účelem teoreticky odvodili VAR model cen analyzovaných produktů na základě vztahů nabídky a poptávky. Necht' je poptávková funkce po surovém dřevě (řezivu) definována:

³¹ COI = Contemporaneous impact

³² DLE = Distributed lag effect

³³ CUI = Cumulated impact

³⁴ RT = Reaction time,

³⁵ EAP = Equilibrium adjustment path

³⁶ MEAP = Momentum equilibrium path

³⁷ RE = Regime effect

³⁸ REAP = Regime equilibrium adjustment path

$L^D = h_1(l, x)$, kde L^D je poptávané množství produktu, l je cena produktu a x charakterizuje ostatní faktory ovlivňující poptávku³⁹ po řezivu.

Nabídka řeziva závisí na ceně řeziva (l), ceně kulatiny s a ostatních faktorech⁴⁰ (y): $L^S = h_2(l, s, y)$.

Odvozenou poptávkovou funkci po kulatině lze psát: $S^D = h_2(l, s, y)$ a poptávku po kulatině: $S^S = h_4(s, z)$, kde z charakterizuje náklady faktorů vázaných na produkci kulatiny (např. půda a kapitál). V případě rovnováhy platí, že $L^d = L^S$ a $S^d = S^S$. Potom lze psát výše definované vztahy v redukované formě a odvodit vztahy pro přizpůsobovací proces, který předpokládá, že v případě, kdy je na trhu nerovnováha, začínají fungovat dynamické přizpůsobovací procesy, které postupně navracejí systém do rovnovážného stavu.

Lloyd a kol. (2004) se zabývali problematikou cenové transmise ve Velké Británii. Analýzu prováděli na základě vztahů mezi cenou zemědělských výrobců hovězího masa a cenou spotřebitelskou, s důrazem na vliv tržní struktury na cenovou transmisi. Došli k závěru, že lze-li obchodní články charakterizovat jako oligopol, potom cena zemědělských výrobců masa klesá v případě poptávkového šoku mnohem více než cena spotřebitelská. Zároveň poukázali na skutečnost, že šok, jakým bylo např. BSE, vedl k tomu, že pokles ceny zemědělských výrobců byl více než dvojnásobný ve srovnání s poklesem ceny spotřebitelské.

4.4. Přístupy k vymezení výrobní vertikály pšenice

Z hlediska odbytových trhů zemědělské a potravinářské produkce lze hovořit o dvou typech trhů (Tvrdoň, 1992):

- (i) trh zemědělských výrobků – prodávajícím subjektem jsou výrobci zemědělské suroviny, kupující jsou zpracovatelské podniky, či nákupní organizace a individuální zprostředkovatelé, kteří se následně stávají prodávajícím subjektem, a to buď navzájem nebo vůči zpracovatelské organizaci (schéma 2);
- (ii) trh potravinářských výrobků – prodávajícími jsou pro rozhodující část potravinářských výrobků obchodní organizace, kupující jsou spotřebitelé. Část potravinářské produkce prodávají spotřebitelům buď přímo zemědělské podniky nebo zpracovatelské organizace (viz schéma 3).

³⁹ Za ostatní faktory jsou zde považovány např. ceny ostatních produktů a služeb apod.

⁴⁰ Za ostatní faktory na straně nabídky jsou považovány např. cena práce, energie, kapitál apod.

Schéma 2 – Trh zemědělských výrobků

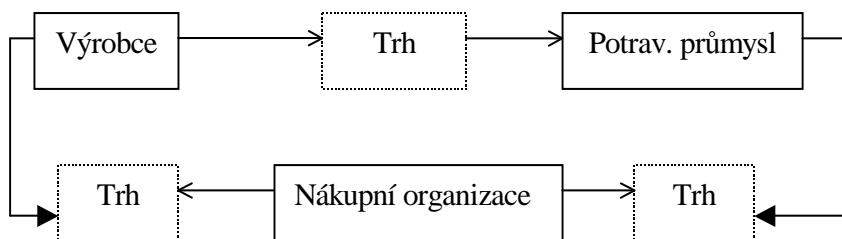
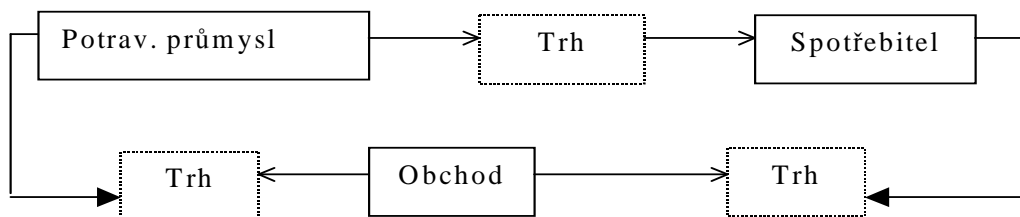


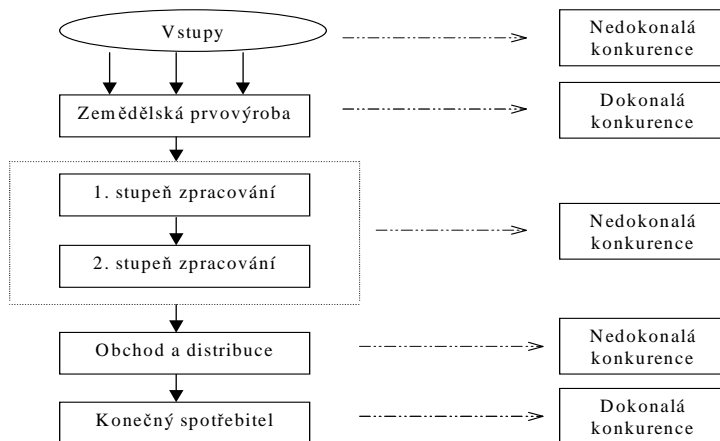
Schéma 3 – Trh potravinářských výrobků



Pro odvětví pšenice je charakteristický více jak 90%ní podíl prodeje vlastní sklizně obchodním a zpracovatelských organizacím. Mlýnská struktura doznala od roku 1989 výrazných změn. Po roce 1989 bylo v mlýnském oboru v provozu 44 mlýnů, které zabezpečovaly tuzemskou spotřebu mouky. Silné konkurenční prostředí mělo vliv především na činnost malokapacitních mlýnů s nižší technologickou vybaveností. (Abrahamová, 2002) Struktura krmivářského průmyslu je zpracována v samostatné kapitole 4.7.

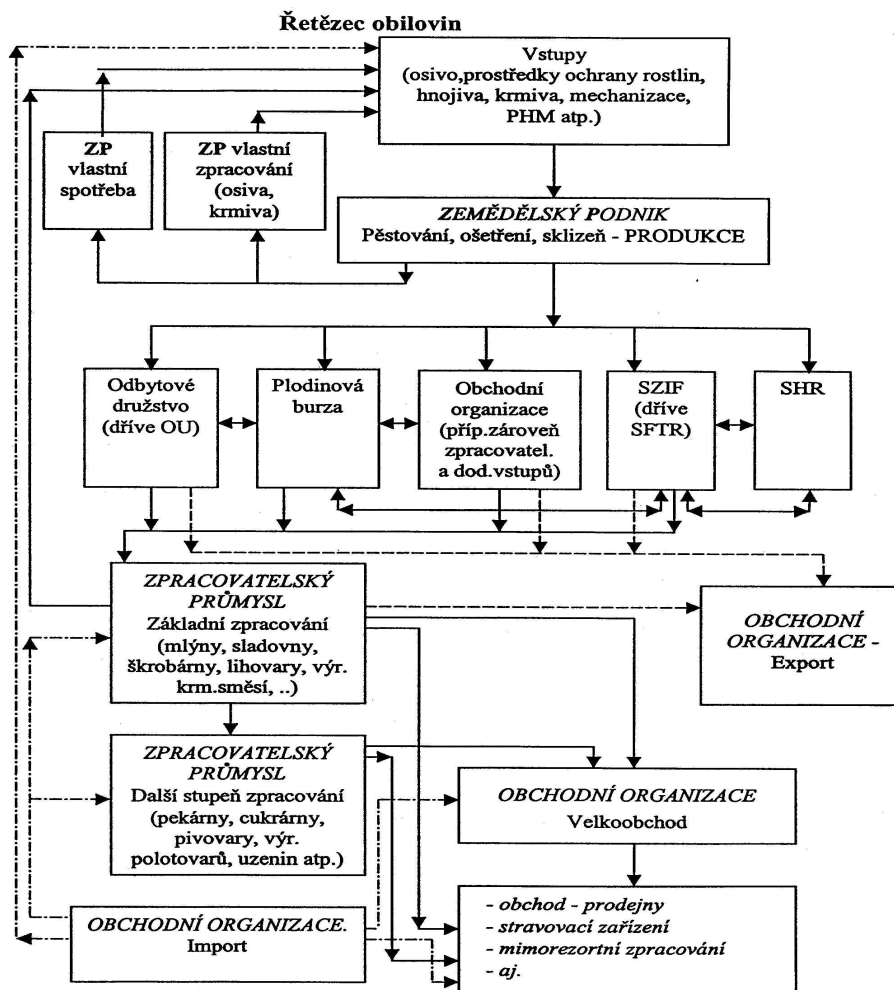
Dle Lechanové (2004) lze vertikálu obilovin zjednodušeně charakterizovat prostřednictvím následujícího schématu:

Schéma 4 – Vymezení vertikály v odvětví pšenice a typ konkurence na trhu



Abrahamová (2002) charakterizuje řetězec obilovin dle schématu 5:

Schéma 5 – Řetězec obilovin



Cramer a Jensen (1994) definují výrobu ve vertikále jako vícefázový proces, v němž výstup jednoho odvětví je vstupem do odvětví navazujícího do doby, než má output podobu požadovanou finální spotřebou, pro jejíž účel je produkován.

V případě pšenice potravinářské lze tedy výrobu ve vertikále charakterizovat následovně: zemědělci s využitím surovin vyprodukují pšenici, která je vstupem pro mlýnský průmysl, jehož produkt je následně vstupem pro pekařský průmysl. Na pekařský průmysl navazuje obchodní síť (obchodní řetězce), která finální produkt (chléb, pečivo apod.) distribuuje k finální spotřebě za účelem splnění potřeb spotřebitelů. (Cramer, Jensen,1994)

V případě krmné pšenice zemědělci s využitím surovin vyprodukují krmnou pšenici, která je vstupem pro krmivářský průmysl. Vyrobené krmné směsi jsou následně

výstupem do živočišné výroby a jsou spotřebovávány ve výkrmu zvířat, tj. využívány k produkci masa, mléka, vajec, atd.

4.5. Charakteristika obilnin a pšenice

Odvětví pěstování obilnin zasahuje značně do ekonomiky zemědělských podniků tím, že patří k významným tržním odvětvím rostlinné výroby a prostřednictvím spotřeby krmiv resp. z obilovin vyrobených krmných směsí, ovlivňuje všechna odvětví živočišné výroby. (Peterová, 2000)

Při hodnocení ekonomiky pěstování jakékoli plodiny, je vždy nutné si uvědomit, jaké jsou faktory ovlivňující její produkci, neboť využití všech těchto faktorů je spojeno s různou úrovní produkce, její kvalitou a samozřejmě i s různou úrovní nákladů (Peterová, 2000). Do rentability pěstování se však promítá i výše realizační ceny, které, jak uvádí Lechanová (2004) jsou charakteristické vysokou mírou fluktuace.

Je tedy nutné vzít v úvahu způsob hospodaření a s ním související druhy jednotlivých faktorů. V zásadě rozeznáváme dva základní typy vývoje objemu produkce - extenzivní a intenzivní. Lze konstatovat, že cesta extenzivního rozvoje domácí produkce byla v ČR již vyčerpána, a proto bylo nutné zajistit potřebnou produkci cestou růstu výnosů. (Peterová, 2000)

Význam obilnin je spojován nejen s rozsáhlým potravinářským využitím, ale i s produkcí krmného obilí, průmyslovým zpracováním, možnostmi využití vedlejších produktů. Nespornou výhodou je též výborná skladovatelnost zrna.

V široké škále obilnin zaujímají nejvýznamnější postavení v lidské výživě zejména pšenice a rýže. Neboť jsou to právě obiloviny, které tvoří nemalý podíl na celkovém příjmu bílkovin (30 %) a energie z potravin (56 %) v celosvětovém průměru, přičemž tento podíl v rozvojových zemích bývá vyšší než v zemích vyspělých. (Petr, 2001) Mezi další významnou skupinu obilnin patří kukuřice, ječmen, žito, oves a tritikále. Nelze však také opomenout např. čirok, pohanku, proso apod.

Problematika nedostatečné soběstačnosti v obilninách vedla např. již v roce 1918 v Brazílii k uplatňování vůbec prvních nástrojů na podporu produkce pšenice – jednalo se o vytvoření pevných cen zemědělské techniky za účelem zvýšení extenzifikace a tak růstu možnosti obdělávat s využitím techniky větší plochu. (da Silva, Grennes, 1999)

Podstatnou změnou vedoucí k rychlému rozvoji produkce byla industrializace zemědělské výroby, založená v některých oblastech na silné specializaci a růstu vkladů do pěstitelského systému. Zcela jednoznačně byl a je takovým intenzifikačním prvkem

růst dávek průmyslových hnojiv, dále používání pesticidů, regulátorů růstu a dalších agrochemikálií zabezpečujících ochranu před škodlivými činiteli a regulujících výnosotvorný proces. Účinnost těchto intenzifikačních prvků podmiňuje i rozsah a výkonnost techniky pro pěstování rostlin, která umožňuje zvládnutí pracovní operace v optimálních termínech, s malým vkladem živé práce a omezuje ztráty na produkci.

Vzhledem k otevřenosti našeho trhu je zřejmé, že perspektiva pěstování obilnin bude především záležet na realizovaných cenách za obilniny a jejich nákladech a to jak pro domácí uplatnění tak i jejich export. Je nutné si rovněž uvědomit, že trendy použití obilnin v ČR je možné odhadovat z vývoje bilancí posledních let. (Jakobe, 2001)

Pšenice je komoditou rostlinného původu, která významným způsobem zasahuje zejména do potravinářského průmyslu, ačkoli 2/3 vyprodukované produkce v ČR jsou charakterem spotřeby transformovány do krmivářského odvětví. Cenový vývoj ve vzájemné interakci s objemem realizované produkce je pak jednou z charakteristik, která se promítá do rentability daného odvětví i odvětví navazujících. V rámci takovéto zemědělsko-potravinářské vertikály je pak účelné sledovat charakter a determinanty cenové transmise společně s krátkodobou i dlouhodobou dynamikou a analyzovat charakter řízení vertikály, jež poukazuje na vyjednávací sílu jednotlivých článků řetězce.

Na významu pšenice se nemalou měrou podílí i rentabilita jejího pěstování, která je samozřejmě úzce spojena s pěstební technologií, technologií posklizňových úprav, způsobem zpeněžování apod. Jedním z kladů pšenice jsou rovněž dobré předpoklady pro intenzifikaci výroby.

V rámci pěstování pšenice jsou diferencovány dva užitkové směry dané charakterem odrůd. Jedná se o *pšenicí krmnou*, jejíž prudký rozvoj v 60. letech minulého století byl spojován zejména se změnou technologie výkrmu monogastrů a *pšenicí potravinářskou*.

Pšenice je z dietetického hlediska vhodná zejména příznivým poměrem základních výživných látek – glycidů, bílkovin, minerálních látek a vitamínů. Její význam pro průmyslové zpracování spočívá především ve využití k výrobě škrobu, následně pak v papírenském a textilním průmyslu, výrobě plastů, biolihu a dalších. Vedlejšího produktu při výrobě pšenice - slámy se využívá např. k výrobě celulózy, lepenek a desek z řezané slámy. (Petr, 1998)

ČR se stala soběstačnou v krytí spotřeby obilovin v 80. letech, přičemž dovozy se orientovaly zejména na druhy resp. užitkové směry, pro jejichž výrobu nejsou v ČR

příliš vhodné podmínky. Jednalo se zejména o tvrdé těstářenské pšenice, částečně kukuřici a samozřejmě rýži. (MZe, 2001)

Dle MZe (2006a) má výroba hotových krmiv pro hospodářská zvířata specifické postavení v rámci potravinářského průmyslu. Používané suroviny do krmiv po jejich zpracování se stávají základním vstupem pro živočišnou výrobu a následně i pro zpracovatelskou část potravinového řetězce.

Tržní podmínky vytvářely pro pěstování obilnin velmi příznivé prostředí z hlediska vztahu velikosti nákladů a realizační ceny (Peterová, 2000). Pšenice patří vzhledem k relativně příznivé výši nákladů na pěstování a plně mechanizované sklizni mezi plodiny s nižší nákladovostí výroby. (Komberec, 1995)

4.5.1. Pšenice ve světě a České republice

Globální produkce pšenice, rýže a hrubého zrna roste rychleji než spotřeba. Vzestup produkce vzniká díky předpokládanému zlepšení produktivity, zejména u plodin v místech, kde se plocha rozrůstá mnohem pomaleji, a jeví tendenci se soustředit v nečlenských zemích. (OECD, 2004a)

Podle údajů FAO se pro potravinářské účely zpracuje kolem 45 % světové produkce, a to bez ječmene, který se podílí zhruba 6 % produkce obilovin na výrobě sladu.

Podíl potravinářského užití obilovin na domácí spotřebě se v jednotlivých státech výrazně liší. Např. nejvyšší potravinářské užití z EU-27 je v Itálii (obliba výrobků z obilovin), naopak nejnižší je ve Francii. Potravinářské užití v ČR dosahuje obdobných hodnot jako v Německu a Irsku (26 – 34 %).

Pšenice je významnou světovou komoditou, nejen co do rozsahu produkce, ale i do objemu zahraničního obchodu. V období let 1994 – 2007 činila průměrná světová produkce 592 mil. tun při průměrném výnosu 2,3 t/ha. Globální zvýšení produkce obilovin se promítá do poklesu světových cen, avšak na cenovou stabilizaci pozitivně působí případné navýšení konečných zásob. (MZe, 1997)

Z hlediska objemu produkce patří k největším světovým producentům Čína (přes 100 mil. tun), Rusko (do 50 mil. tun), USA (62 mil. tun), Francie (34 mil. tun), Kanada (26 mil. tun), Německo, Austrálie, Turecko (přes 20. mil. tun), Argentina, Ukrajina a Velká Británie (přes 10 mil. tun). Jednoznačně nejvýznamnějším producentem v rámci EU jsou Francie a Německo (Francie se podílela na celkové osevní ploše EU-15 asi 30

%, na nichž vyprodukovala téměř 38 % celkové produkce pšenice v EU) a společně s Německem, které má zhruba poloviční produkci pšenice v porovnání s Francií, se tyto dvě země podílely na celkové produkci EU-15 více než 50 %. (Zavázal, 2000)

V rámci deseti resp. 12ti nových členských států EU zaujímá Česká republika 3. místo v množství celkové produkce pšenice za Polskem, které dosahuje svého dominantního postavení díky velkým osevním plochám (průměrný výnos se pohybuje okolo 3,0 t/ha) a Maďarskem.

K nejmenším producentům naopak patří ze zemí EU-27 Estonsko (120 tis. tun), Slovinsko (150 tis. tun), Portugalsko (323 tis. tun), Finsko (479 tis. tun). Z ostatních zemí světa, které nepřevyšují produkci 2 mil. tun, lze uvést např. Irsko, Bělorusko, Litvu, Holandsko, Rakousko, Slovensko, Belgie, Švédsko a Řecko.

Světové zásoby se dlouhodobě udržují ve výši více jak 120 mil. tun. Největší spotřeba je tradičně realizována v zemích EU-27, Číně, Indii, Rusku, USA. (MZe, 2009)

Výnosová úroveň je značně rozdílná v závislosti na půdně klimatických podmínkách, intenzitě pěstování atd. Na jedné straně lze charakterizovat např. Nizozemí, Irsko, Belgie, Velkou Británii, Německo, Dánsko a Francii vysokými hektarovými výnosy (8,8 – 6,5 t/ha), na straně druhé lze nalézt řadu zemí s výnosem do 3 t/ha (např. Portugalsko, Rusko, Brazílii, Austrálii, Turecko, Estonsko, Kanadu, Litvu, Ukrajinu, Lotyšsko, Itálii apod.). Průměrný výnos EU-15 činí 5,5 t/ha, v EU-27 je průměrná výše výnosu o 4,4 t/ha⁴¹.

Z hlediska teritoriální skladby je zřejmé, že pšenice je výraznou exportní komoditou ze zemí EU zejména v Rakousku, Dánsku, Francii, Německu, Řecku, Portugalsku a Velké Británii. Stejně tak i pro Evropskou unii jako celek představuje export pšenice téměř 50 % exportu obilovin. Největšími exportéry však tradičně zůstávají USA, Austrálie, Kanada, EU-27, Argentina, Kazachstán, Rusko a Ukrajina.

Export pšenice představuje ve Francii a Belgii + Lucembursku více jak 40%ní podíl na produkci, v Rakousku a EU (15) 30 %. Srovnatelná výše tohoto podílu (v průměru 22 %) připadá na Dánsko, Německo, Nizozemí, Portugalsko, Španělsko, Velkou Británii. Naopak velmi nízké hodnoty byly dosaženy v Bělorusku (0,2 %), Ruské federaci, Finsku, Itálii (2 %). Z variability dat o exportu a importu vyplývá, že jedním z nejstabilnějších obchodníků je Francie, Německo, Kanada, Dánsko, Austrálie,

⁴¹ Z nových členů EU (tedy 10 kandidátských států) lze v porovnání s průměrem EU-25 označit za výnosově průměrné pouze Českou republiku, Slovensko a Slovinsko.

Argentina a Velká Británie. Vysoké meziroční výkyvy lze naproti tomu zaznamenat na Ukrajině, Švédsku, v České republice i většině nových členských zemí v EU, dále pak Rusku, Číně, Litvě apod.

Naopak největšími dovozci jsou např. Brazílie, Čína, Itálie, Belgie. Stejně tak i Japonsko je jedním z největších světových dovozců pšenice, přičemž dováží jak pšenici krmnou, tak pšenici potravinářskou. (Koo, Mao a Takeshi, 2001)

Vývoj cen na světových trzích se odráží do ceny burzovních obchodů a je do značné míry ovlivněn nejen aktuální výší sklizně, ale zejména pak cenami v Černomořské oblasti a Ukrajině, které jsou schopné konkurovat světovým cenám (např. cena o 15 USD/t nižší). (MZe, 2004)

Pšenice je tradiční plodinu pěstovanou také v České republice, neboť zaujímá přibližně 25 % plochy orné půdy a více než 50 % plochy obilovin. V období let 1994 – 2008 byla zaznamenána poměrně nízká variabilita pěstební plochy v porovnání se světem (9 % oproti světovému průměru 14,7 %), průměrná výměra dosahuje 840 tis. hektarů. Maximální výměra v rozsahu 972,2 tis. hektarů je charakteristická pro marketingový rok 2000/2001, naopak minimální výměra (648,4 tis. hektarů) pro rok 2003/2004. Tento prudký pokles ploch byl do značné míry způsoben nepříznivými podmínkami při podzimním setí, špatným přezimováním ozimých porostů a s tím související nutnou jarní zaorávkou. Vliv na pokles ploch měl však i celkový nadbytek pšenice na volném trhu (MZe, 2004). Meziročně docházelo také ke změnám poměru plochy mezi pšenicí jarní a pšenicí ozimou, která představuje majoritní podíl ve struktuře osevních ploch. Tyto výkyvy byly v minulosti způsobeny zejména poklesem stavů hospodářských zvířat a poklesem zájmu o krmné obiloviny, avšak v posledních letech nejsou tyto výkyvy nijak výrazné.

Hektarový výnos v České republice lze považovat za poměrně stabilní, neboť v průběhu hodnocených jedenácti let dochází k $\pm 7\%$ ní odchylce od průměrného výnosu, který dosahuje ČR ve výši 4,64 t/ha. Ve sledovaném období bylo dosaženo nejvyššího výnosu v roce 2004 (5,84 t/ha), což lze považovat za vůbec nejvyšší výnos v průběhu posledních dvaceti let. Obdobně marketingový rok 2005/2006 převýšil hranici 5 t/ha. Výnosově podprůměrné byly marketingové roky 1993/1994, 1997/1998, 2000/2001 a rozhodujícím eliminujícím faktorem při tvorbě výnosu byly nepříznivé klimatické podmínky.

Počáteční zásoby v České republice velmi kolísají, průměrná výše zásob v letech 1994 – 2004 byla 800 tis. tun, přičemž za optimální výši zásob lze dle MZe

(2006) považovat hodnotu kolem 720 tis. tun (včetně státní hmotné rezervy). V marketingovém roce 1996/1997 byly počáteční zásoby velmi nízké (pouze 33, 2 % zásob předcházejícího období) v důsledku vysokého vývozu. Naopak v marketingovém roce 1998/1999 došlo k výraznému zvýšení vlivem nižšího užití pro krmné účely a nižšího než potřebného vývozu pšenice a pšeničné mouky. (MZe, 1998) Obdobně došlo k vysokému nárůstu počátečních zásob v marketingovém roce 2002/2003, který byl výsledkem nadprůměrné sklizně v roce 2001, a který měl nepříznivý vliv na tvorbu ceny na vnitřním trhu obilovin (tento přebytek se v následujícím období podařilo zredukovat také díky intervenčnímu nákupu). (MZe, 2003) V marketingovém roce 2003/2004 bylo uvolněno na trh 300 tis. tun obilovin prostřednictvím SHR především z důvodu zklidnění napjaté bilanční situace a vyřešení nedostatku krmných obilovin na českém trhu. (MZe, 2004) Počáteční zásoby marketingového roku 2004/2005 výrazně poklesly (na 552,9 tis. tun) a s ohledem na vysokou sklizeň a nutnost doplnění SHR došlo v následujícím marketingovém roce k nárůstu zásob na 981,6 tis. tun. V dalších dvou marketingových letech je opět evidentní pokles počáteční zásoby na 549,9 tis. tun, což je obdoba počáteční zásoby marketingového roku 2004/2005.

Podle monitoringu odrůdové skladby se zastoupení potravinářských odrůd pohybovalo v roce 1996 v kukuřičné výrobní oblasti okolo 85,7 %, v bramborářské okolo 82 % (MZe, 1997). I dnes však platí, že pěstování pšenice potravinářské je ve velkém rozsahu v okrajových a nevhodných oblastech příčinou velkého kolísání její nabídky, protože v těchto podmínkách dosahuje pšenice potřebných kvalitativních parametrů jen v některých letech. Souhrnně lze konstatovat, že odrůdy potravinářské jsou v ČR zastoupeny z téměř 90 %.

Z celkové sklizně obilovin se v mlýnech zpracuje zhruba 25 %, převážná část obilovin slouží pro výrobu krmiv. V České republice se pro potřebu domácností využije zhruba 18 % vyrobené pšeničné mouky, přičemž rozhodující část pšeničné mouky se zpracovává hlavně v pekárnách. (Mezera aj., 2000)

Domácí spotřeba pšenice pro potravinářské užití klesala od roku 1996 do roku 2002, kdy byl objem spotřeby na obyvatele 120 kg v hodnotě zrna (resp. 93,7 kg v hodnotě mouky) a tato hodnota je téměř shodná s hodnotou spotřeby v roce 1996. (MZe 2004) V následujícím období však opět nastává pokles spotřeby pšenice pro lidskou výživu (v roce 2003 byla hodnota spotřeby 116,6 kg v hodnotě zrna, tj. 91 kg v hodnotě mouky). Obdobné hodnoty spotřeby bylo dosaženo i v následujícím

marketingovém období. Přes meziroční pokles spotřeby pšenice došlo k mírnému nárůstu na 114,6 kg pšenice, resp. 90,2 kg mouky (v roce 2008).

V ČR je pšenice nejdůležitější krmnou obilovinou, její spotřeba je relativně stabilní. Pokles v průběhu hodnoceného období souvisel především se snižováním stavu hospodářských zvířat. V marketingovém roce 2003/2004 trval pozvolný pokles její spotřeby, což souviselo zejména s nedostatečnou nabídkou pšenice ve srovnání s jinými krmnými obilovinami – chybějící pšenice byla nahrazována zejména ječmenem a kukuřicí. Naopak v důsledku nadvýroby a snadné dostupnosti v marketingovém roce 2004/2005 došlo k nárůstu spotřeby krmné pšenice. Pro marketingový rok 2005/2006 i roky následující je charakteristický velmi mírný pokles spotřeby pšenice pro krmivářské užití. Hlavním důvodem tohoto poklesu bylo snižování stavu hospodářských zvířat a nižšího využití pšenice v krmivech. Významným jevem na obilném trhu ČR se zdá být vertikální propojování podniků zaměřených na skladování obilí a výrobu krmných směsí s podniky zabývajícími se výkrmem a zpracováním drůbeže.

Technické užití na výrobu kvasného bezvodého lihu resp. bioetanolu, podporované dotačním titulem ze strany MZe dosud dlouhodobě stagnovalo na spotřebě asi 1 tis. tun zrna. Pro výrobu bioethanolu je nezbytné zajištění určité kvality, zejména vysokého obsahu škrobu v zrně a některých dalších jakostních charakteristik (číslo poklesu, obsah příměsí atd.). V marketingových letech 2004/2005 a 2005/2006 docházelo k pozvolnému nárůstu spotřeby pšenice pro technické užití (10 – 14 tis. tun), přičemž v následujícím období byl zřejmý nárůst spotřeby pšenice, která přesáhla v roce 2008 objem 120 tis tun.

Cenový vývoj pšenice potravinářské je v jednotlivých ročnicích nevyrovnaný. Např. cena potravinářské pšenice po sklizni v roce 1996 (3 962 Kč/t) byla o 51 % vyšší než v roce 1995; obdobný vývoj byl také u pšenice krmné.

V marketingovém roce 2000/2001 byly pšenice potravinářská i krmná dobře uplatnitelné na trhu sousedních zemí. Tato skutečnost měla významný vliv na cenový vývoj v České republice, neboť domácí trh byl pod vlivem zahraniční poptávky, která se projevila v růstu cen.

V marketingovém roce 2003/2004, kdy měla nízká sklizeň za následek nedostatkovou bilanci této komodity, se cenový vývoj postupně změnil a to především z pohledu vývoje cen v zahraničí, kde byly rovněž zaznamenány velmi podprůměrné sklizně. Těsně po sklizni 2003 ceny pšenice stagnovaly, aby v závěru roku mírně rostly a jejich růst pokračoval až do konce tohoto marketingového období.

Nadměrná sklizeň pšenice v marketingovém roce 2004/2005 měla za následek cenový propad jak u pšenice potravinářské, tak u pšenice krmné, který byl zřejmý i v jiných částech Evropy. Přebytková bilance komodity pšenice přetrvávala i v marketingovém roce 2005/2006, avšak s ohledem na nižší kvalitu sklizně docházelo k mírnému nárůstu cenové úrovně, která byla zaznamenána v marketingovém roce 2006/2007. Díky průměrné produkci pšenice ze sklizně roku 2007 došlo v ČR i okolních zemích k nárůstu ceny, který přetrvával až do července 2008. U krmné pšenice tak cena dosáhla průměrné hodnoty 5 163 Kč/t (v srpnu 2008 klesla na 3 705 Kč/t), u potravinářské pšenice z maxima v květnu 2008 (cena převýšila 6 000 Kč/t) na 4 409 Kč/t v měsíci srpnu 2008.

Jedním z ukazatelů výkonnosti zemědělství je jeho podíl na zahraničním obchodu. Vzhledem k tomu, že zahraniční obchod (ZO) České republiky vzrůstá rychleji než agrární zahraniční obchod (AZO), je zřejmé, že podíl AZO na celkovém ZO klesá. Na negativním saldu AZO se dlouhodobě nejvíce podílí dovoz produktů tropického a subtropického pásma a produktů moře, tedy tzv. nekompetitivních komodit. Rozhodujícími teritoriálními partnery jsou z pohledu AZO ČR země EU. Výsledné obchodní saldo zahraniční směny s partnery z EU je trvale pasivní. Na straně dovozu připadá na země EU cca 50 % celkových ročních agrárních dovozů, exporty do EU se pohybují na úrovni cca 40 % celkových ročních vývozů. (Ratinger, Toušek, 2004)

Vstupem do EU v květnu 2004 došlo ke změně pravidel agrárního obchodu. S ohledem na implementaci SZP se jednalo především o uplatňování jednotných zásad v rámci podpory exportu a přístupu na trh v podobě preferenčních ujednání. Pro dovozy do EU platí společný celní sazebník EU včetně jednotných celních preferencí a preferenčních celních kvót. (MZe 2004)

Zahraníční obchod obilovinami podléhá licencím, které jsou otevírány často velmi pozdě. Poprvé v roce 1999/2000 byly vývozní licence otevřeny okamžitě po sklizni. (Peterová, 2000)

Množství vývozu i dovozu v jednotlivých letech značně kolísá. Dokladem toho je skutečnost, že např. v roce 1994 bylo vyvezeno pouze 6,5 tis. tun mouky a 28,7 tis. tun pšenice. Naproti tomu v roce následujícím byl vývoz mouky ve výši 75,8 tis. tun a vývoz pšenice 1 018,3 tis. tun. Vůbec nejnižší objem vývozu byl však dosažen v roce 1997 (3,5 tis. tun pšenice a 14,5 tis. tun mouky). Obdobně jako v roce 2000 je zřejmá

meziroční nevyrovnanost exportu, kdy v marketingovém roce 2003/204 a v roce 2005/2006 1 277,6 tis. tun.

Objemy dovezené pšenice se v hodnoceném období pohybují v rozmezí 1,5 tis. tun (v roce 2001) do 224,7 tis. tun (v roce 1997). Průměrná hodnota dovozu v období 1994 – 2007 byla 54,6 tis. tun zrna. Příznivé podmínky pro vývoz, způsobené neúrodou v některých státech střední a východní Evropy, umožnily vyvézt v období 1999/2000 velké množství pšenice. Stejně tak i v marketingovém roce 2000/2001 byla pšenice potravinářská i krmná dobře uplatnitelná na trhu sousedních zemí. Obě tyto skutečnosti měly významný vliv na cenový vývoj v ČR. Trh byl pod vlivem zahraniční poptávky, která se projevila růstem tuzemských cen. (MZe, 2001)

Vysoký objem dovozu se z důvodu nízké sklizně předpokládal např. v marketingovém roce 2003/2004, avšak s ohledem na obdobnou situaci ve většině zemí střední a východní Evropy, které ihned po sklizni reagovaly zvýšením domácí ceny za účelem zajištění dostatečného množství pro domácí trh, nebyly tyto dovozy realizovány (MZe, 2004). V marketingovém roce 2006/2007 bylo do ČR dovezeno 64,3 tis. tun pšenice, přičemž se jednalo převážně o pšenici potravinářskou.

Vstupem České republiky do EU je ČR povinna dodržovat principy a pravidla SZP, která zabezpečují regulaci trhu zejména prostřednictvím společné organizace trhu (SOT) s obilovinami (MZe, 2004). Podstatou intervenčního nákupu je odčerpání přebytků z volného trhu a také plnit funkci záchytné sítě. Podle pravidel EU spočívá intervenční nákup v garantování intervenční ceny, která je zárukou všem, kteří obchodují s pšenicí, že pokud se jim nepodaří uplatnit jejich zboží na volném trhu, mohou ji alespoň prodat za cenu intervenční, a slouží k regulaci množství obilovin na trhu. Od 1. května 2004 probíhá bez vyhlášení v obdobích od 1. 11. do 31. 5. roku následujícího.

Výše intervenční ceny se ve sledovaném období pohybovala od částky 2 700 Kč/t (bez DPH) do částky převyšující 4 000 Kč/t. Pro marketingový rok 2004/2005 (obdobně 2006/2007) činila tato cena 101,31 EUR/t obilovin ve standardní kvalitě. Výše intervenční ceny je následně přepočtena z EUR na tuzemskou měnu dle směnného kurzu stanoveného Evropskou centrální bankou.

Vývoj na trhu pšenice ukazuje, že ČR vykazovala v produkci pšenice významné bilanční přebytky, související v posledních letech s nižším využitím pro krmné účely. Pro ČR je typické, že sklizně velmi málo kolísají. Je to dáno mimo jiné vysokým

zastoupením výnosově stabilnějších ozimých obilovin a velkou rozmanitostí stanovišť, na kterých se v ČR obilniny pěstují.

4.6. Výživa hospodářských zvířat

Zeman a kol. (2006) definuje výživu hospodářských zvířat jako soubor pochodů, především fyziologických a biochemických, spojených s přijímáním, trávením, vstřebáváním a intermediárním metabolismem živin potřebných k udržení všech životních funkcí se zvláštním zřetelem k užitkovosti hospodářských zvířat.

Optimální potřeba živin není jednoznačně definována. Zpravidla se jí rozumí takový denní příjem dané živiny, který je nezbytný k dosažení maximální užitkovosti podmíněné genotypem (Plachý, Kodeš, Hořejšová, 2006).

Správná a vyrovnaná výživa je jedním z rozhodujících faktorů, které ovlivňují užitkovost, zdravotní stav a ekonomiku produkce masa (Stiess, 2006).

Pechem (2006) považuje krmivo za hlavní nosič užitkovosti. U prasat poukazuje na skutečnost, že kromě technologie ustájení, klimatu stáje a péče o zdravotní stav zvířete hraje velkou roli v dosažení vysoké užitkovosti výživa prasnic a selat. Při porovnání nákladů na produkční část s celkovými náklady na krmivo ve výkrmu prasat dochází k závěru, že jsou tyto počáteční náklady relativně nízké. Chybné zásobení v prvotních fázích může mít značně negativní dopad do ekonomiky, neboť např. o 100 g vyšší porodní hmotnost přináší o 200 g vyšší hmotnost při odstavu. O každých 100 g vyšší hmotnosti při odstavu a o 5 g vyšší přírůstek ve výkrmu zkrátí délku výkrmu o 1 den, což znamená snížení celkové spotřeby krmiva o 3 kg, neboť každý den výkrmu navíc znamená právě spotřebu 3 kg krmiva.

Stiess (2006) uvádí, že s ohledem na výši provozních nákladů, které jsou spojeny s výrobou drůbežího masa, se ukázalo, že nároky na krmné směsi, které mají zajistit odpovídající přírůstek a dobrou konverzi, musí být optimální s ohledem na výkupní ceny na porážkách. Dále poukazuje na možnosti zvýšení zisku ve výkrmu brojlerů. Tvrdí, že velké rezervy jsou ve zpeněžování na porážkách, v kvalitě a ceně jednodenního materiálu, v oblasti manažerských opatření, ve výživě i ve využívání moderních technologií.

Ve výživě hospodářských zvířat mají široké uplatnění zejména krmné směsi, které lze definovat jako směsi krmných surovin s přídavkem nebo bez přídavku

doplňkových látek, které jsou určeny jako kompletní nebo doplňková krmiva ke krmení zvířat (Zeman a kol., 2006).

Pro kvalitu krmných směsí je nezbytná kvalita vstupních surovin. Jak uvádí Jedlička (2006), producenti surovin, skladovatelné či výrobci krmných směsí mohou ke kvalitě surovin přispět prevencí spočívající např. v suché dezinfekci proti bakteriální kontaminaci, v posklizňovém ošetření obilovin proti plísním. Důležitý je rovněž program hygieny krmiv zabezpečující ochranu před patogeny, zejména salmonelami a plísněmi.

Bobková a Hromádko (2007) na základě pokusů prováděných při výkrmu brojlerů s vlastními směsmi (podíl pšenice v KS činil 60 % u BR1 a až 65 % u BR 2 a BR 3) poukazují na skutečnost, že běžně dostupné krmné směsi mají kolísavou kvalitu a to zejména s ohledem na skutečnost, že se mění parametry používaných surovin – např. v případě, kdy se zkrmují odrůdy s vyšší pekařskou jakostí. Prokázali, že odrůdy s vyšší pekařskou jakostí E – A nejsou ke zkrmování vhodné, a to nejen pro nižší výnosovou úroveň, ale i pro horší stravitelnost. Naopak poukazují, že některé odrůdy skupiny B dosahují v krmných testech vyrobené výsledky a navíc jsou univerzální ve schopnosti dosáhnout při vhodné agrotechnice parametrů pro výkup potravinářské pšenice. Zároveň je třeba také podotknout, že ne všechny odrůdy zařazené do skupiny C – ostatní pšenice jsou pro zkrmování vhodné.

Na význam kvality surovin v krmných směších poukazuje i Nigrin (2006), neboť tvrdí, že po vyřazení antibiotických stimulátorů růstu (ASR) je nutné věnovat zvýšenou pozornost surovinám bez plísní, mykotoxinů, produktů oxidace apod. a pomoci zvířatům s maximálním možným využitím živin, tj. jejich vstřebáváním přes střevní stěnu.

Rok 2006 byl z pohledu výroby krmných směsí poměrně významný, neboť od 1. 1. 2006 vstoupilo v platnost nařízení č. 1831/2003, které představovalo právní základ pro vyloučení antibiotických stimulátorů růstu (ASR) z výživy hospodářských zvířat (Kumprecht, 2006). Byla tak ukončena téměř padesátiletá éra ASR (Holub, 2006). Za pozitivní jev zavedení tohoto zákazu považuje Výmola (2006a) např. skutečnost, že byly v posledních letech v EU vytvářeny receptury usilující o dosažení lepší kvality na základě využívání stravitelnějších komponent. Vedle stravitelnějších komponent považuje za pozitiva rovněž hledání nových zdrojů rostlinných bílkovin kromě běžné sójové moučky.

Nigrin (2006) se snaží vyloučit domněnku, že pouze jeden produkt je schopný nahradit zakázané antibiotické stimulatory růstu. Svá tvrzení zdůvodňuje tím, že díky používání ASR byly kontrolovány patogeny negativně působící na střevní mikroflóru, avšak ze zájmu již unikalo množství nestrávených živin v tlustém střevě, zejména pak bílkovin. Nestrávené bílkoviny, ale i energetické složky krmiva, podle Nigrina (2006) jsou v tlustém střevě substrátem pro rozvoj patogenů, narušujících optimální vstřebávání živin a zdravotní stav zvířat.

Výmola (2006a) uvádí, že jedním z negativních důsledků používání antibiotických stimulatorů růstu byla zejména jednotná preference pouze „ekonomického“ sestavování receptur, kdy byly používány levné komponenty pro naplňování potřeby živin. Poukazuje ale také zároveň na skutečnost, že se zákaz používání ASR promítl do výroby nových vysoce stravitelných krmných směsí, které často vedly až překvapivě ke snižování nákladů. Za hlavní důvod poklesu nákladů na suroviny využívané pro výrobu krmné směsi považuje to, že zvláštní náklady na komponenty jsou kompenzovány sníženým zařazením drahých terapeutických antibiotik proti průjmům.

Písaříková a kol. (2006) poukazuje v souvislosti se zákazem používání masokostních mouček ve výživě zvířat na nutnost náhrady živočišných bílkovinných bílkovinami rostlinného původu. Jako vhodné zdroje uvádí např. sóju, další luštěniny (hrách, bob a lupina), olejninu (řepka olejná a slunečnice). Dále uvádí, že jednou z cest je také vyšší využívání pseudocereálie amarantu, a to v krmných směsích brojlerových kuřat a výkrmových prasat, kdy lze doporučit surové nebo popované amarantové zrno v množství 10 % a sušenou nadzemní biomasu u drůbeže v množství 3 % krmné směsi.

Síkora a kol. (2006) se v souvislosti s problematikou vhodných zdrojů rostlinných bílkovin zabýval vlivem bobu na užitkové vlastnosti prasat. Poukazuje na vysokou biologickou hodnotu bílkovin bobu, neboť protein bobu se vyznačuje relativně vysokým obsahem lyzinu, přibližně stejným jako v sójovém proteinu. Zároveň zdůrazňuje, že jako ve většině luskovin je zde nedostatek methioninu. To v praxi znamená, že právě pro nízký obsah methioninu nemůže být bob použit jako jediný zdroj bílkovin do diet pro vykrmovaná prasata. Tento problém řeší např. přídavek šrotu z řepky olejné nebo sóji, jež jsou charakteristické svým vysokým obsahem sirných aminokyselin, a tudíž vhodně doplní deficit aminokyselin luskovin. Na základě výsledků svých srovnávacích pokusů, v nichž při výkrmu prasat nahrazoval v poměrném zastoupení sójový extrahovaný šrot šrotem bobovým (v obsahu 0 – 6 %),

dokazuje, že krmný bob nemá negativní vliv na zdraví a užitkovost vykrmovaných prasat a doporučuje ho pro zařazení do standardních diet pro vykrmovaná prasata. Zároveň zdůrazňuje, že díky zařazení této luskoviny do krmných směsí lze dosáhnout zvýšení rentability chovu a využívat domácí zdroje krmných surovin.

Jambor a Vosynková (2006) tvrdí, že u stád s užitkovostí nad 8 000 kg mléka vystává problém výroby levného zdroje dusíkatých látek. Projevuje se nedostatkem levnějších bílkovin získaných z vlastních zdrojů krmiv a nákup těchto krmiv zhoršuje ekonomiku výroby mléka. Proto je nutné hledat nové zdroje rostlinných dusíkatých látek bílkovinného charakteru, a tím snížit potřebu dovážené sójové moučky na minimum. Poukazují na to, že možným zdrojem bílkovinných krmiv rostlinného původu, které připadají v úvahu pro pěstování v našich klimatických podmínkách, jsou luskoviny. Zároveň také připomínají, že zařazení luskovin do krmných dávek a směsí je z důvodu obsahu antinutričních látek (trísloviny, glykosidy apod.) omezené hlavně ve formě koncentrátu. Tyto antinutriční látky však lze eliminovat odrůdovou skladbou nebo různými fyzikálními úpravami (termické ošetření). Při zkrmování luskovin je třeba odlišovat zkrmování zrna a zkrmování celých rostlin jako koncentrovaného krmiva, resp. siláže.

Je zřejmé, že výkrm hospodářských zvířat klade značné nároky na složení krmných směsí. Stiess (2006) tvrdí, že hlavním úkolem při sestavování receptur krmných směsí pro výkrm brojlerů je postarat se o přijatelnou kombinaci obsahu energie a všech nepostradatelných živin, stejně tak jako i zvolit vhodná aditiva zlepšující efektivnost výkrmu a potlačujících antinutriční faktory.

Při sestavování krmných směsí pro brojlery bychom měli zohlednit enzymatickou aktivitu trávicího ústrojí kuřete, které se po dobu 14 dnů vyvíjí a je plně stabilizováno okolo 21. dne. Proto bychom měli do krmných směsí BR1 zařazovat především rostlinné oleje, které obsahují více nenasycených mastných kyselin a jsou lépe využívány než tuky živočišného původu, které obsahují více nasycených mastných kyselin (stearová, palmitová). Jedinou nevýhodou rostlinných tuků je nízký bod tání. Měkký tuk ve tkáni může vést ke ztrátám odkapem během porážky, a to může zhoršit jatečné zhodnocení a snížit zisk. (Stiess, 2006).

Jedlička (2006) uvádí, že díky vyváženým hladinám a poměrům živin, volbě co nejstravitelnějších krmných surovin, nízké pufrací kapacitě výsledné směsi, správnému poměru mezi prospěšnou a nežádoucí mikroflórou, maximálnímu štěpení živin na

stravitelnější molekuly a maximálnímu vstřebávání živin přes stěnu střeva do krevního řečiště lze dosáhnout ve výživě selat příznivé ekonomiky.

Grauer (2007) na základě výsledků provedených pokusů ve výkrmu prasat dokládá, že podíl svaloviny je sice závislý na příjmu živin a přírůstku hmotnosti, nejvíce jej však ovlivňuje poměr bílkovinné a energetické složky krmiva, vyjádřený poměrem lyzinu a metabolizovatelné energie (ME). Příliš úzký poměr lyzinu a ME není výhodný, protože prasata nemají pro využití vysokých dávek aminokyselin dostatek energie. To se pak projevuje sníženým přírůstkem a nejhorší konverzí krmiva, především však výrazně nejvyššími náklady na krmivo.

Illek (2006) uvádí, že krmné dávky u skotu s optimálním zastoupením živin a strukturální vlákniny vytváří optimální podmínky pro bachorovou fermentaci a dostatečnou tvorbu kyseliny octové, základního prekurzoru mléčného tuku. Zároveň poukazuje na skutečnost, že vysoký podíl koncentrovaných krmiv v krmné dávce vede ke vzniku acidózy bachorového obsahu a negativně ovlivňuje proces bachorové fermentace.

Kolářová Trnková (2007) uvádí, že skladba proteinové, energetické a vlákninové výživy má vliv jak na kvalitu masa (bílé, růžové nebo červené), tak na obsah bílkoviny v mléce.

Na stravitelnost jednotlivých krmiv má velký vliv genotyp, fyziologický stav, věk, plemeno, kvalita krmiva, vzájemný poměr živin a řada dalších faktorů. (Plachý, Kodeš, Hořejšová, 2006).

Ve výživě dojnic je obecně známé, že nároky na výživu vysokoužitkových dojnic jsou značné. Jedná se především o zdroj energie (škrob) a bílkovin (skladba aminokyselin), jež jsou nezbytné k růstu a produkci Abramson (2007). Kolářová Trnková (2007) považuje za limitující aminokyseliny pro vysokoprodukční dojnice lyzin, methionin a arginin.

Zeman a kol. (2007) na základě svého výzkumu týkajícího se potřeby aminokyselin pro kojící prasnice tvrdí, že vzhledem k tomu, že se u prasat dnes zkrmuje převážně celorostlinné diety, je nezbytné snížit závislost sestavovaných krmných směsí a sójovém extrahovaném šrotu a do těchto dávek se snažit uplatnit tuzemské zdroje bílkovin (hrách, bob a jiné).

Naproti tomu při nadbytku dusíkatých látek v krmných směsích pro odstavená selata např. může dojít k poruchám gastrointestinálního traktu, snížení příjmu krmiva, depresi růstu a také úhynu selat. Tento negativní dopad je prohlubován vysokou

energetickou náročností detoxikace nadbytečného dusíku, a jako negativum je nutno zmínit rovněž zátěž životního prostředí jeho zvýšenou exkrecí (Grauer, 2007).

Získání informací o retenci živin v těle má význam i z hlediska ekologického. Velká koncentrace prasat na farmách a omezení plochy zemědělské půdy pro hnojení vede na mnoha farmách s chovem prasat k nadprodukcí kejdy. Tyto problémy s nadměrnou produkcí dusíku a fosforu se řeší výživářskými opatřeními, jako je například přesnější krmení prasat podle jejich požadavků, užití fázového krmení, snížení hladiny dusíku a fosforu v krmných dávkách, přidání syntetických aminokyselin apod. (Plachý, Kodeš, Hořejšová, 2006).

Obdobně na vazbu mezi chovem zvířat (krmnou dávkou dojnic) a životním prostředím poukazuje Abramson (2007). Tvrdí, že se v posledních 50 letech dramaticky změnil systém výživy skotu, kdy krmná dávka u býložravců obsahuje až 75 % koncentrátů, což je v naprostém rozporu s přirozeným uzpůsobením trávicího traktu dojnic. Chovatelé skotu, aby zajistili vysokou úroveň mléčné a masné produkce, hledali pro vysokoužitkový skot krmnou bílkovinu z jiných alternativních zdrojů než z rostlinné říše. To bylo možné až do problému týkajícího se BSE, kde krmná dávka dojnic obsahovala bílkovinné komponenty z části živočišného původu (např. masokostní, krevní, pérové a jiné moučky). Procentické zastoupení hrubé bílkoviny je v krmných směsích natolik vysoké, že proteinově předávkovaná krmiva u dojnic způsobují hyperaminizaci organismu, a tím jeho systematickou otravu. V játrech způsobují intenzivnější rozklad aminokyselin na NH a močovinu. Malá část močoviny je sice recyklována krevním oběhem a slinami zpět do batoru zvířete k dalšímu využití mikroorganismy, avšak organismus zvířete se takto brání vyššímu vyměšování NL výkaly a močí do životního prostředí.

Také Výmola (2006b) považuje otázku, jak dosáhnout dobrou kvalitu masa a vajec při vhodných nákladech a při minimálním vylučování živin do prostředí, za hlavní dilemata drůbežářů a krmivářů. Zároveň je třeba také zohlednit délku zkrmování jednotlivých krmných směsí, která může mít vliv na výslednou užitkovost. Touto problematikou se zabýval Stiess (2006) v charakteristice fázové výživy pro výkrm brojlerů, kdy naznačuje vhodnou délku spotřeby jednotlivých krmných směsí. V případě směsi BR1 uvádí, že délka krmení touto směsí závisí na stáří rozmnožovacího chovu, hmotnosti jednodenního materiálu a délce výkrmu. Doporučuje prodloužit krmení směsí BR1 až o 4 dny (výkrm od 1. do 14. dne) u jednodenních kuřat s průměrnou hmotností pod 38 g oproti krmení jednodenních kuřat s hmotností nad 45 g. U krmných směsí

BR2A a BR2B tvrdí, že délka výkrmu směsí závisí na hmotnosti kuřete v sedmém dnu. Je-li tato hmotnost pod 160 g, doporučuje prodloužit krmení směsí BR2A minimálně do 17. dne věku, kdy se podle hmotnosti ve 14. dnu věku určí, zda se bude pokračovat v krmení této směsí, nebo se přejde ke krmení směsí BR2B. Obě směsi obsahují antikokcidika. Ke krmení směsí BR3 (bez antikokcidika) je dle Stiesse (2006) přistoupeno ve 28. nebo 32. dni výkrmu, přičemž délka krmení touto směsí by neměla být delší než 10 dní, neboť hrozí riziko subklinické kokcidiózy a nekrotické enteritidy apod. Z dlouhodobých výzkumů vyplývá, že kuřata různého stáří jsou schopna z téhož krmiva metabolizovat různé množství energie.

4.7. Krmivářský průmysl

Krmivářský průmysl zaujímá v resortu zemědělství i potravinářství specifické postavení, které vyplývá z charakteru outputu tohoto odvětví. Požadavky na kvalitu a hygienickou nezávadnost jsou obdobné jako v případě potravin, neboť se krmivářské produkty stávají vstupem pro živočišnou výrobu a následně i pro zpracovatelskou část potravinového řetězce.

Zákonné normy v oboru krmivářství lze charakterizovat zejména zákonem č. 91/1996 Sb., o krmivech, ve znění pozdějších předpisů a jeho prováděcí předpisy, a zákonem č. 147/2002 Sb., o Ústředním kontrolním a zkušebním ústavu zemědělském a o změně některých souvisejících zákonů, ve znění pozdějších předpisů.

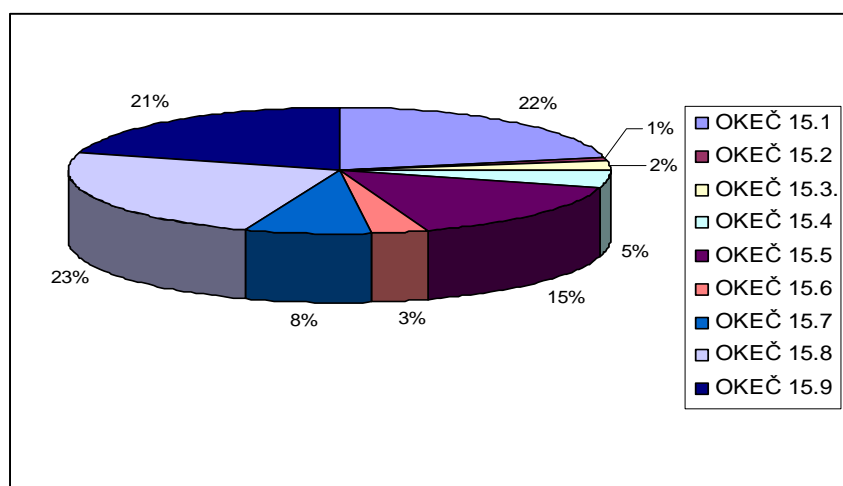
Jak uvádí Zedník (2007), má výroba krmných směsí v České republice dlouhodobou tradici. Její kořeny lze nalézt v 50. letech minulého století. Největšího rozmachu dosáhla po roce 1980 a v období 70. – 80. let nastal největší rozmach ve výstavbě výroben krmných směsí. Po roce 1990 došlo k postupnému poklesu objemu výroby v návaznosti na klesající stavy hospodářských zvířat a také v souvislosti s rozvojem výroby krmných směsí v zemědělské prvovýrobě.

Krmivářství jako součást odvětví zpracovatelského průmyslu spadá dle Odvětvové klasifikace ekonomických činností (OKEČ) do OKEČ 15, skupiny 15.7 – Výroba krmiv, která zahrnuje 15.71 - výrobu krmiv pro hospodářská zvířata a 15.72 – výrobu krmiv pro domácí zvířata. Výkonnost tohoto oboru zpracovatelského průmyslu (OKEČ 15) mírně klesá a s ohledem na jeho firemní strukturu jsou významné podpory určené pro malé a střední podniky (MZe, 2006a)

Podle pramenů ÚKZÚZ⁴² (MZe, 2009a) lze na domácím trhu najít 475 výrobců krmiv, 230 dovozců, 91 dodavatelů, 58 distributorů, 35 provozovatelů mobilních výroben a 15014 provozovatelů na úrovni prvovýroby.

V rámci OKEČ 15 zaujímá výroba krmiv dlouhodobě páté místo v podílu oborů na tržbách za prodej vlastních výrobků a služeb v b. c., a to 7,6% podílem, po oborech 15.8 – Výroba ostatních potravinářských výrobků (23,3% podíl na tržbách), 15.1 – Výroba, zpracování a konzervování masa a masných výrobků (21,18% podíl na tržbách), 15.9 – Výroba nápojů (19,72% podíl na tržbách), 15.5 – Zpracování mléka, výroba mlékárenských výrobků a zmrzliny (15% podíl na tržbách). Podíly oborů OKEČ 15 na tržbách uvádí graf 5.

Graf 5 – Podíly oborů OKEČ 15 na tržbách za prodej vlastních výrobků (v b.c.)



Zdroj: MZe, vlastní výpočty

Pozn: Průměr 1999 - 2008

Z hlediska ekonomických charakteristik lze obor 15.7 charakterizovat rovněž prostřednictvím počtu zaměstnanců (5,3% na celkové zaměstnanosti oboru) a podílem na účetní přidané hodnotě (6,8 % na celkové přidané hodnotě oboru). Od roku 2006 je zřejmý jak u počtu zaměstnanců tak i přidané hodnoty mírný nárůst, který vystřídal dosavadní dlouhodobě klesající tendenci. Za další významnou charakteristiku lze považovat vynaložené náklady. Snižující se celkové náklady v b.c. oboru 15.7 od roku 2001 byly v roce 2004 vystříhány nárůstem vyvolaným zejména vstupem ČR do EU. Hlavním důvodem nárůstu byly vznikající jednorázové investiční náklady související

⁴² Dle Nařízení Evropského parlamentu a Rady č. 1831/2003, kterým se stanovují požadavky na hygienu krmiv s účinností od 1. 1. 2006, byl stanoven požadavek na registraci nebo schválení všech krmivářských provozů včetně prvovýrobců krmiv, kteří jsou činní v jakékoli z fází produkce, zpracování, skladování, dopravy nebo distribuce krmiv.

s hygienickými standardy (Mze 2009a). V roce 2005 však i přes nárůst cen PHM, energie a doznívajících investic souvisejících s realizací závazných předpisů ES, došlo v oboru výroby krmiv v roce 2005 k poklesu nákladů celkem o 20 % (MZe, 2006a). Důvodem tohoto poklesu byly zejména ceny⁴³ obilovin, které tvoří významnou část nákladů na výrobu krmných směsí. Obdobně lze příčinu hledat i v klesajících osobních nákladech (o 7,1 % ve srovnání s rokem 2004) (MZe, 2006a), neboť i přes mírný nárůst mezd došlo k opětovnému snížení počtu pracovníků. Pokles osobních nákladů se promítl i do rostoucí produktivity práce sledovaného oboru. K dalšímu nárůstu celkových nákladů došlo v roce 2007, kdy lze jako hlavní příčinu označit růst cen surovin. (MZe, 2009a)

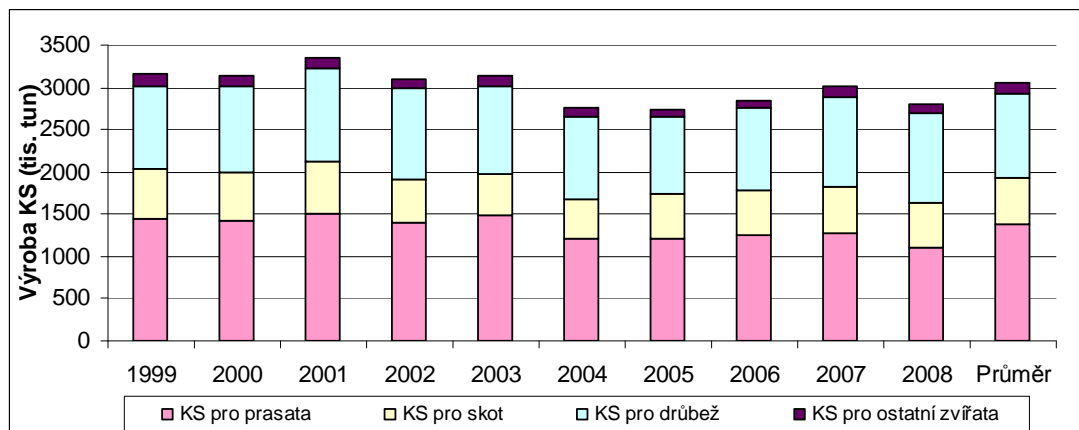
V rámci oboru 15.7 pozvolna narůstá význam výroby krmiv pro domácí zvířata, neboť podíl tohoto oboru na celkových tržbách za vlastní výrobky a služby pozvolně narůstá. V roce 2003 např. činil 3,5 % z celkových tržeb oboru 15.7, v roce 2005 již tento podíl představoval 9 % celkových tržeb za vlastní výrobky a služby, vyjádřený v běžných cenách.

Strukturu výroby krmných směsí pro hospodářská zvířata uvádí graf 6, z něhož vyplývá, že nejvyšší podíl (44,21 %) ve výrobě krmných směsí zaujímá výroba směsí pro prasata (v průměru 1,383 mil. tun). Krmné směsi pro drůbež svou výrobou představují 32,34% podíl na produkci krmných směsí pro hospodářská a ostatní zvířata a ze všech kategorií směsí pro hospodářská zvířata vykazují nejnížší variabilitu (4,7 %). Z vývoje výroby krmných směsí dále vyplývá, že nejvyšší variabilitu jednoznačně ukazují krmné směsi pro ostatní zvířata, která zároveň tvoří nejmenší podíl z krmných směsí pro hospodářská zvířata (v průměru 110,21 tis. tun). Krmné směsi pro skot⁴⁴ zaujímají v průměru 17,29 % výroby a ze všech tří kategorií hospodářských zvířat vykazují ve výrobě směsí nejvyšší variabilitu (hodnota variačního koeficientu 7,61 %). V průměru 88 % je uváděno do oběhu pro cizí odběratele, zbývající podíl je učen pro vlastní spotřebu.

⁴³ V důsledku nadprůměrné sklizně roku 2004 došlo k výraznému poklesu cen obilovin.

⁴⁴ Zedník (2007) uvádí, že výroba KS pro skot je v ČR o přibližně o 10 % nižší ve srovnání s EU-25 a dokladuje tak skutečnost, že stavy skotu jsou v ČR výrazně nižší.

Graf 6 – Struktura výroby krmných směsí pro hospodářská zvířata a ostatní v ČR (tis. tun)

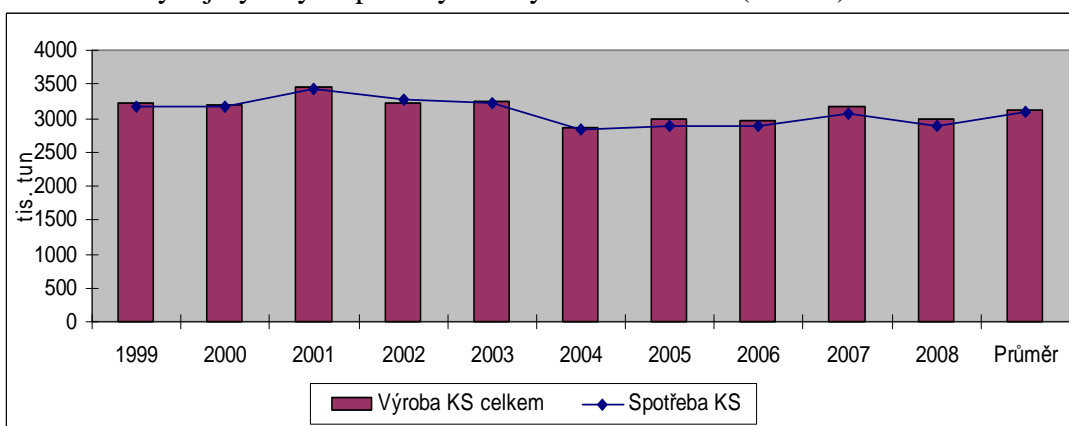


Zdroj: MZe, vlastní výpočty

Pozn: Průměr 1999 - 2008

Vztah mezi výrobou krmných směsí a spotřebou krmných surovin je znázorněn v grafu 7. Z vývoje sledovaných charakteristik v jednotlivých letech je zřejmý neustálý pokles spotřeby krmných směsí, související především s poklesem stavu hospodářských zvířat. Nesoulad mezi výrobou a spotřebou se promítá i do bilance zahraničního obchodu, v němž ČR vykazuje ve sledovaném období saldo.

Graf 7 – Vývoj výroby a spotřeby krmných směsí v ČR (tis. tun)



Zdroj: MZe, vlastní výpočty

Pozn: Průměr 1999 - 2008

Největšími importéry průmyslových surovin a krmných směsí (v tunách) do České republiky je dle MZe (2009b) dlouhodobě Německo (přes 70 % veškerého dovozu), dále potom Brazílie, jejíž podíl klesl z 20 % (v roce 2000) na necelých 4,99 % (v roce 2008). Z dalších evropských zemí lze jako importéry krmných směsí a průmyslových surovin uvést např. Polsko s 5,46% podílem⁴⁵, Maďarsko (4,01 %), Slovensko (4,61 %), Rakousko (2,74 %). Do intervalu 1 – 3% podílu na dovozu se dále

⁴⁵ Podíl importu z Polska dlouhodobě roste.

řadí Nizozemsko, Francie, Kanada, Argentina, Dánsko. Dovozy z Velké Británie většinou nepřesahují 1% podíl.

Struktura vývozu je z teritoriálního hlediska obdobná. Největší objemy vývozu krmných surovin a krmných směsí směřují do Německa, Polska, na Slovensko, výrazně nižší objemy (do 5,5 % vývozu) do Maďarska, Rakouska, Dánska apod.

V produkci krmných směsí v dřívější EU 15 a 8⁴⁶ vybraných členských státech, které rozšířily EU v roce 2004, lze zaznamenat určité rozdíly v produkci krmných směsí pro jednotlivé kategorie hospodářských zvířat. Zatímco v EU 15 zaujímaly v roce 2004/2005 krmné směsí pro skot 29% podíl, v nových členských státech činil podíl těchto směsí pouze 11 %. Nejvyšší podíl v EU 15 připadal na krmné směsí pro prasata (38 %), dále pro drůbež (33 %). V nových zemích naproti tomu převažovala produkce krmných směsí pro drůbež (48 %) nad krmnými směsími pro prasata (Jedlička, 2006). Výmola (2006) naproti tomu za stejné období (rok 2005) uvádí, že ve světovém měřítku připadá nejvyšší podíl výroby krmných směsí pro hospodářská zvířata na drůbež (38 %), dále na prasata (32 %), dojený skot (17 %), masný skot (7 %), vodní druhy (3 %). Po rozšíření EU v roce 2004 se zvýšila produkce krmných směsí v EU mezi roky 2004 a 2005 o 900 tis. tun, přitom tyto nové státy představovaly pouze 13% podíl ve výrobě krmných směsí v EU. Za zmínku stojí i skutečnost, že v roce 2005 produkovaly tyto nové členské státy společně méně krmných směsí, než např. Francie (Jedlička, 2006). Nejvýznamnějšími producenty krmných směsí v současné EU je zejména již uváděná Francie, dále Španělsko a Německo, následně Velká Británie a Holandsko. Česká republika patří spíše k menším producentům, nikoli však nejmenším, neboť mezi nejmenší producenty lze zařadit např. pobaltské republiky, Rakousko a Slovensko (Zedník, 2007).

Z hlediska surovin není EU soběstačná. Největší objemy dovozu představují sójové extrahované šroty a některé velice ceněné komponenty, jako např. rybí moučka nebo melasa (Zedník, 2007).

Mezi největší světové producenty krmných směsí patří dlouhodobě USA, Čína, Brazílie, Japonsko a Mexiko, jejichž společná produkce představuje přibližně 50 % světové produkce krmných směsí (Výmola, 2006). V případě produkce krmných směsí v Číně a Brazílii lze spatřit poměrně značný rostoucí trend, zatímco produkce v USA dlouhodobě stagnuje.

⁴⁶ Česká republika, Estonsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Polsko, Slovensko, Slovinsko.

Ze statistických údajů roku 2007 (FEFAC, Statistical Yearbook 2007) vyplývá, že se jednotlivé země liší ve struktuře nákladů na výkrm. Zatímco v některých zemích EU zaujímají náklady na krmiva např. 40% podíl ve struktuře celkových nákladů výkrmu (např. ve Velké Británii, Lucembursku), patří Česká republika k zemím, kde podíl nákladů na krmiva převyšuje 60 %. K obdobným výsledkům dochází dle analýzy údajů z roku 2005 i Zedník (2007), který však dodává, že je nutné si uvědomit, že se nejedná o absolutní náklady, ale jen o podíl, takže pokud jsou ve srovnávaných zemích ostatní náklady, jako např. mzdy, energie a ostatní provozní náklady vyšší, tak podíl krmiv je logicky nižší.

Zedník (2007) uvádí, že vysoký podíl nákladů na krmiva v celkové struktuře nákladů na výkrm může mít negativní ekonomické důsledky. Pokud dojde vlivem vysokých cen obilovin k nárůstu cen krmných směsí, pak dopad v zemích s vysokých podílem krmivových nákladů na celkovou ekonomiku živočišné výroby je výrazně citelnější.

Také Zeman a kol. (2007) poukazuje na skutečnost, že vysoké nároky na ekonomická hlediska v chovu prasat kladou vysoké požadavky na optimalizaci potřeby živin v krmných směsích a to i s ohledem na skutečnost, že nejvýznamnější podíl v kalkulaci nákladů na odchované prase hrají náklady na krmivo.

Gauer (2007) na základě svého výzkumu ve výkrmu prasat dokládá, že v případě, kdy byl výrobce krmných směsí příliš limitován v ceně krmných směsí a proto se pokusil zlevnit krmné směsi zařazením nestandardních krmiv s vysokým obsahem vlákniny, došlo ke snížení přírůstku hmotnosti a snížení konverze krmiva.

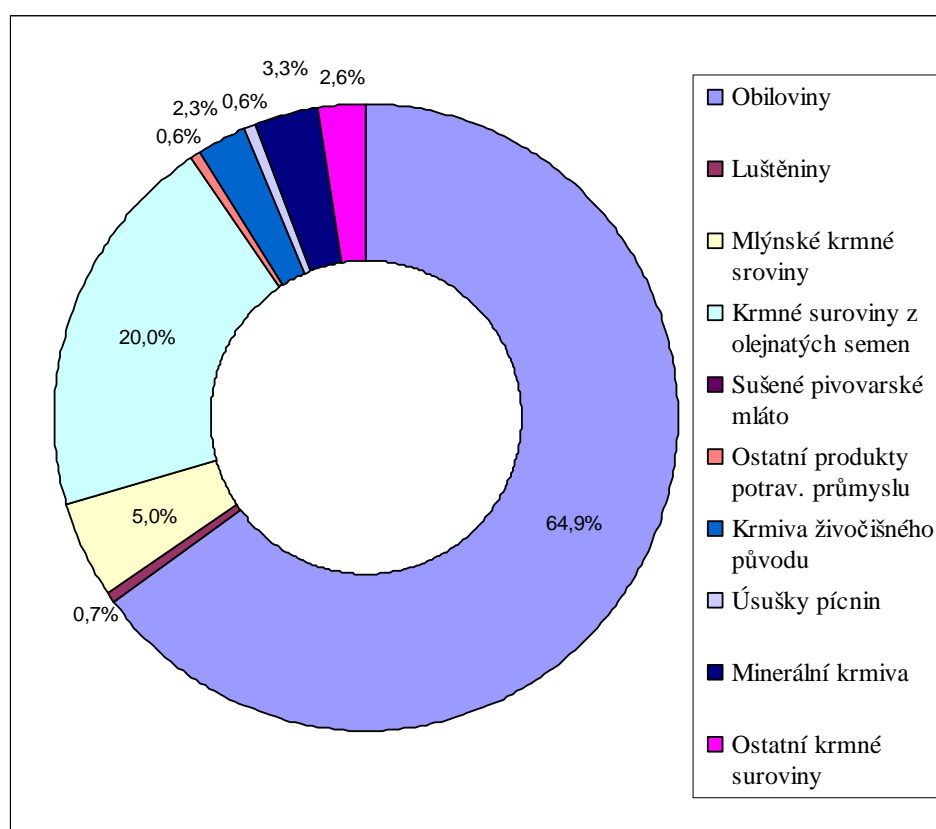
4.7.1. Suroviny pro výrobu krmných směsí

Suroviny pro výrobu krmných směsí lze diferencovat z hlediska jejich zastoupení, příp. výše spotřeby ve výrobě krmných směsí. Největší podíl⁴⁷ surovin ve výrobě krmných směsí v období 2000 – 2008 zaujímají dlouhodobě obiloviny, a to 60,45 – 67,1 %. Zedník (2007) poukazuje na skutečnost, že podíl obilovin v krmných směsích oproti počátku 90. let klesá na úkor zvýšení podílu sójových a řepkových šrotů, ale je přesto výrazně vyšší než ve státech západní Evropy. Tento rozdíl se projevuje ve větším dopadu na ekonomiku živočišné produkce při výrazném zvýšení ceny obilovin, ke kterému došlo např. v roce 2004 či 2007.

⁴⁷ Procentické podíly vycházejí ze statistické šetření MZe ČR za období 2000 - 2008.

Další významnou složkou krmných směsí (16 – 20,29 %) jsou krmné suroviny z olejnatých semen (sojový extrahovaný šrot, řepkový extrahovaný šrot a výlisky, slunečnicový extrahovaný šrot a výlisky a další). Zbývající část tvoří mlýnské krmné suroviny (5 – 10,82 %), krmiva živočišného původu (souhrnně 1,7 – 4,5 %), luštěniny (0,3 – 0,79 %), úsušky píce (do 1 %), sušené pivovarské mláto (do 0,1 %). Nelze opomenout ani význam minerálních krmiv, která ve složení krmných směsí tvoří 2,6 – 4,1 %. Složení krmných směsí v roce 2007 uvádí graf 8.

Graf 8 – Struktura surovin pro výrobu krmných směsí v ČR v roce 2007



Zdroj: MZe, vlastní výpočty

V rámci dlouhodobé spotřeby surovin pro výrobu krmných směsí zaujímá v celkové struktuře nejvýznamnější postavení pšenice (31,30 – 54 %), dále ječmen (14,5 – 25 %), kukuřice (6,7 – 14,39 %), v intervalu 1 – 3 % se pohybuje oves, žito a tritikále. Suroviny z olejnatých semen zastupuje zejména soyový extrahovaný šrot (11,30 – 15,68 %). Dále lze mezi produkty z olejnatých semen zařadit řepkový extrahovaný šrot a výlisky. Nejpoužívanějšími krmivy živočišného původu jsou živočišné moučky, poměrně nízký procentní podíl připadá na rybí moučku a sušené mléko. V rámci spotřeby mlýnských krmných surovin se nejvíce využívají otruby (2,91 – 5,4 %), v menším rozsahu krmná mouka a další.

5. VÝSLEDKY

Kapitola výsledků je strukturována dle dílčích cílů disertační práce. V první podkapitole je přistoupeno k vymezení charakteristik výrobní vertikály s následnou analýzou cenové transmise. Dále je pozornost věnována výsledkům optimalizačního modelu lineárního programování.

5.1. Vymezení výrobní vertikály

Pro specifikaci modelů cenové transmise i modelu optimalizace výroby krmných směsí je účelné nejprve definovat výrobní vertikálu. Vymezení výrobní vertikály je zaměřeno na toky a vazby, které souvisí s komoditou pšenice a produkty z ní vyráběných. Vzhledem k šíři a množství jednotlivých vazeb jsou ve schématu výrobní vertikály pšenice (schéma 6) tyto vazby agregovány do určitých skupin (viz popis jednotlivých vazeb ve vertikále).

Vezmeme-li subjekty operující ve výrobní vertikále, lze vymezit vazby mezi výzkumnými a poradenskými institucemi, zemědělci⁴⁸, obchodními články (např. Agrofert, Plodinová burza apod.), státem (např. SZIF), zpracovateli (potravinářské i nepotravinářské užití na různém stupni rozpracovanosti), obchodem (např. velkoobchod, maloobchod) a spotřebiteli. Vzhledem k otevřenosti ekonomiky nelze opomenout ani zahraniční subjekty, souhrnně ve schématu označované jako zahraniční obchod.

Komodita pšenice je rozčleněna na hlavní a vedlejší produkt dle užitkového směru, tj. zrna pšenice potravinářské, zrna pšenice krmné a sláma. Jednotlivé vazby⁴⁹ lze definovat následovně:

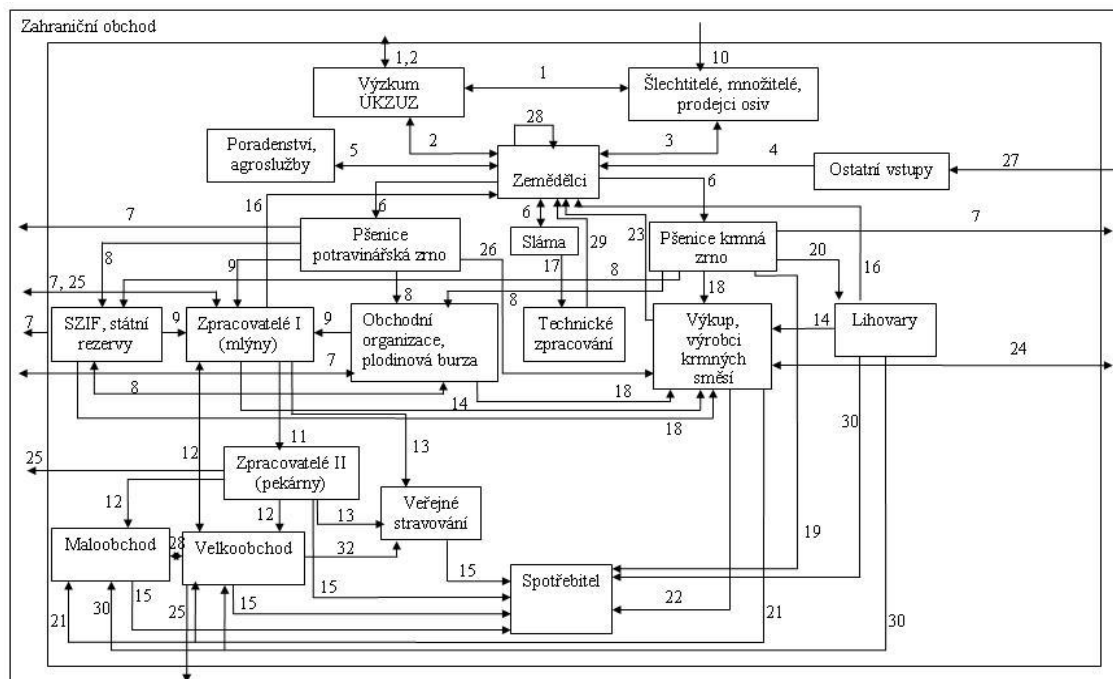
- 1 nové odrůdy, šlechtění
- 2 seznam povolených odrůd, odrůdové zkušebnictví
- 3 nákup osiva
- 4 ostatní vstupy (hnojiva, prostředky chemické ochrany rostlin, technologie – stroje)
- 5 poradenské služby, agroslužby (setí, ošetřování porostu, atd.)

⁴⁸ Ve schématu je zemědělec chápán v širším slova smyslu, tzn. jako subjekt zabývající se zemědělskou prvovýrobou - jak rostlinnou, tak i živočišnou produkcí (tj. pěstování pšenice, výkrm zvířat).

⁴⁹ Schéma je vypracováno pouze pro komoditu pšenice. Šířka výrobní vertikály je tak omezena pouze na pšenici a ve schématu nejsou popsány další rozšiřující vazby (jako např. výkrm masa, jeho zpracování a užití).

- 6 produkce pšenice (zrno, sláma); vnitropodnikové užití slámy (krmivo, podestýlka, zaorávka), vnitropodniková spotřeba (osivo, krmivo, výroba krmných směsí)
- 7 export zrna pšenice krmné i potravinářské, příp. import
- 8 intervenční nákupy pšenice potravinářské, ostatní nákupy pšenice potravinářské i krmné ze strany SZIF, tvorba rezerv, skladování; prodej pšenice potravinářské i krmné ze strany SZIF i obchodních a ostatních organizací (SZIF obchoduje jako zástupce EU)
- 9 prodej potravinářské pšenice k prvnímu stupni zpracování (např. mlýny)
- 10 nákup osiv ze zahraničí
- 11 druhý stupeň potravinářského zpracování (pekárny - pečivo, cukrovinky, atd).
- 12 prodej zpracované pšenice (výrobků z pšenice jako výstupů z 1. i 2. stupně zpracování) do velkoobchodu a maloobchodu (mouka, pečivo, krmné směsi, apod.)
- 13 spotřeba výrobků (příp. polotovarů) z pšenice ve veřejném stravování
- 14 prodej vedlejších výrobků při zpracování pšenice jako komponenty do krmných směsí
- 15 prodej výrobků z pšenice (vzniklých na různých úrovních zpracování, příp. ve veřejném stravování) spotřebiteli
- 16 prodej vedlejších produktů mlýnského průmyslu při zpracování pšenice zpět zemědělcům (využití jako krmivo)
- 17 technické užití slámy (spalování slámy)
- 18 prodej pšenice na výrobu krmných směsí
- 19 nákup zrna od zemědělců k „domácímu“ užití
- 20 technické užití pšenice (láh)
- 21 prodej krmných směsí do velkoobchodu či maloobchodu (směsi pro domácí zvířata)
- 22 prodej krmných směsí spotřebiteli (hobby aktivity)
- 23 prodej krmných směsí zemědělcům
- 24 export krmných směsí, nákup komponent do krmných směsí
- 25 export potravinářských produktů z pšenice
- 26 prodej (spotřeba) potravinářské pšenice na výrobu krmných směsí
- 27 nákup ostatních vstupů ze zahraničí
- 28 prodej a nákup výrobků z pšenice
- 29 využití biopaliv, bioenergie
- 30 prodej lihu spotřebitelům, do velkoobchodu a maloobchodu

Schéma 6 - Výrobní vertikála pšenice



Zdroj: vlastní zpracování

Ze schématu 6 výrobkové vertikály pšenice lze dále v souladu s cíli disertační práce vyzdvihnout a klasifikovat dílčí trhy, jež budou předmětem dalšího zkoumání:

- **trh krmného obilí⁵⁰** – tento trh se na straně nabídky blíží dokonalé konkurenci a je tvořen zemědělci – pěstiteli; na straně poptávky je tvořen dlouhodobými skladovateli a zpracovateli krmného obilí a výrobci krmných směsí a z hlediska typu tržní struktury vykazuje znaky oligopsonu. Otázkou však zůstává, zda s ohledem na počet subjektů a jejich velikost, nedochází ke zneužívání oligopsonní síly.
- **trh krmných směsí** – nabídku na tomto trhu tvoří zpracovatelé krmného obilí, výrobci krmných směsí; strana poptávky blíží se dokonalé konkurenci je reprezentovaná zemědělci – producenty živočišných komodit;
- **trh masa – výkrm hospodářských zvířat** - jedná se o zemědělskou prvovýrobu, která tvoří nabídku vykazující znaky dokonalé konkurence; poptávka je tvořena subjekty zpracovatelského průmyslu s charakterem oligopsonu.

⁵⁰ Krmné obilí = obilí využitě pro krmné účely bez ohledu na jakostní začlenění odrůd. Jedná se proto nejen o skupinu jakosti C – odrůdy nevhodné pro výrobu kynutých těst, ale i odrůdy ostatních jakostních skupin (E - elitní, A - kvalitní, B - chlebové), neboť zkrmování potravinářské pšenice není v dnešní praxi žádnou výjimkou.

Budeme-li předpokládat v rámci teoretické struktury modelu tržních vztahů vzájemné interakce mezi stranou nabídky a poptávky, potom lze, za předpokladu dokonalé konkurence, kdy firma svou velikostí nemůže ovlivnit tržní cenu, definovat funkci nabídky jako závislost nabízeného množství na ceně, tj. $Q_{St} = f(P_S)$ a funkci poptávky jako $Q_D = f(P_D)$. Vzhledem k tomu, že použití nabídky a poptávky není podle Samuelsona a Nordhause (1991) omezeno na zvládání statických a neměnných situací, lze je použít i pro analyzování dynamických situací. V tomto případě potom lze vycházet např. z pavučinového teorému.

Budeme-li i nadále předpokládat dokonalou konkurenci na trhu zemědělských výrobců a firmu usilující o maximalizaci svého zisku, potom je nabízené množství $Q_{St} = f(P_{t-1})$. Alternativně lze pro různou délku zpoždění (např. v závislosti na délce výrobního cyklu) vyjádřit funkci nabídky $Q_{St} = f(P_{t-h})$, kde $h = 1, 2, \dots, n$. Jestliže strana nabídky maximalizuje svůj zisk, potom platí, že mezní náklady MC jsou rovny meznímu příjmu MR a jsou rovny ceně P. Vzhledem k tomu, že je strana nabídky reprezentována zemědělským prvovýrobcem, pak lze cenu, která determinuje nabízené množství, vyjádřit prostřednictvím ceny zemědělského výrobce, tj. CZV a nabízené množství je funkcí nabídky: $Q_{St} = f(CZV_{t-h})$. Vzhledem ke vzájemným interakcím mezi stranou nabídky a poptávky lze CZV v běžném období (čase t) definovat jako výsledek vzájemného působení nabízeného a poptávaného množství, tedy $CZV_t = f(Q_{St} - Q_{Dt})$. Množství poptávané průmyslovými výrobci s ohledem na dokonalou konkurenci a maximalizaci zisku vychází ze vztahu mezi mezním příjmem a mezním nákladem, tj. cenou průmyslových výrobců (CPV_{t-h}) a cenou zemědělských výrobců (CZV_{t-h}).

Obdobně lze charakterizovat i trh průmyslových výrobců, neboť i zde platí, že cena průmyslových výrobců je určována vztahem mezi nabídkou a poptávkou s obdobnými charakteristikami. (Čechura, 2005)

Předpoklady fungování dílčích trhů ve výrobní vertikále jsou s ohledem na analýzu cenové transmise a optimalizaci výroby krmných směsí definovány následovně:

1. Firmy operující ve sledované vertikále usilují o maximalizaci svého zisku. Úsilí o maximalizaci zisku je založeno na předpokladu racionálního chování ekonomických subjektů.
2. Průměrná struktura spotřeby krmných směsí pro jednotlivé kategorie zvířat v odvětví chovu prasat koresponduje s níže definovaným poměrem⁵¹:

⁵¹ Poměr spotřeby krmných směsí ve všech odvětvích vychází z údajů zjišťovaných Českým statistickým úřadem, na základě kterých byly tyto procentické podíly kvantifikovány.

z celkové spotřeby krmných směsí pro prasata připadá 70 % na výkrm prasat, 5 % na výkrm selat a 25 % na chov prasnic. V rámci výkrmu je pak největší spotřeba charakteristická pro kategorii výkrmu nad 65 kg (v praxi označované jako A3), což představuje 71 % ze spotřeby krmných směsí ve výkrmu prasat.

3. Struktura spotřeby krmných směsí pro jednotlivé kategorie zvířat v odvětví chovu skotu koresponduje s níže definovaným poměrem: z celkové spotřeby krmných směsí pro skot připadá na spotřebu KS pro dojnice 80 %, pro býky 15,5 %, zbývající část pro telata.
4. Struktura spotřeby krmných směsí pro jednotlivé kategorie zvířat v odvětví chovu drůbeže koresponduje s níže definovaným poměrem: ve struktuře spotřeby krmných směsí pro drůbež zaujímá nejvyšší podíl spotřeba krmných směsí pro brojlerů (v průměru 45 %) a pro nosnice 23 %. Zbývající podíl připadá na výkrm krůt a ostatní drůbeže.
5. Neexistují bariéry dostupnosti surovin jako komponent krmných směsí.
6. Existují požadavky na složení krmných směsí z hlediska výživy zvířat a tyto požadavky se u jednotlivých kategorií zvířat liší a jsou tedy limitujícími požadavky při sestavení modelu lineárního programování.
7. Cena krmné směsi je z největší části ovlivněna cenou vstupních surovin, ostatní výrobní náklady (režijní náklady, doprava, mzdy apod.) jsou u všech producentů přibližně stejné a nehrají z hlediska ekonomické optimalizace významnou roli.
8. Neuvažuje se skladování.
9. Trh masem je poptávkově řízený a z toho vyplývá, že cena CPV masa je kromě interakce nabídky a poptávky na tomto trhu ovlivněna i spotřebitelskou cenou masa. V modelu cenové transmise je tedy CZV masa chápána jako výsledek působení tržních signálů na zpracovatelském trhu a dále mezi spotřebiteli a zpracovateli (tento vztah není v rámci disertační práce analyzován).

5.2. Analýza cenové transmise

Analýza transmisního mechanismu je rozdělena do několika dílčích částí. V odvětví pšenice jsou kvantifikovány následující modely, které vycházejí z reálných tržních vztahů ve vertikále krmné pšenice:

1. **Model 1** – simultánní vztahy mezi CZV pšenice krmné (CZVP), CPV krmné směsi pro brojlerů (CPVKSB), CPV krmné směsi prasata - prasata ve výkrmnu nad 65 kg – tzn. kategorie A3 (CPVKSV), a CPV krmné směsi pro skot (CPVKSH).
2. **Model 2** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro brojlerů (CPVKSB) a CZV maso drůbeží (CZVMK).
3. **Model 3** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro prasata kategorie A3 (CPVKSV) a CZV maso vepřové (CZVMV).
4. **Model 4** - simultánní vztahy mezi CPV krmné směsi pro skot (CPVKSH) a CZV maso hovězí (CZVMH).

Bližší charakteristiky jednotlivých modelů i jejich výsledky jsou uvedeny v následujících podkapitolách.

5.2.1. Analýza cenové transmise modelu 1

Následující kapitola obsahuje výsledky analýzy cenové transmise modelu 1, které jsou rozčleněny do tří dílčích částí: charakteristika modelu a jeho výsledky, impulse-response analýza a dekompozice rozptylu.

5.2.1.1. Charakteristika a výsledky modelu 1

Simultánní charakter analyzovaného modelu spočívá dle Huška (1999) v tom, že endogenní proměnné vystupují v jednotlivých rovnicích modelu v simultánní roli, tj. současně jako vysvětlované i vysvětlující proměnných.

Simultánní vazby mezi jednotlivými proměnnými (CZVP, CPVKSH, CPVKSV a CPVKSB) lze klasifikovat následovně:

1. cena zemědělských výrobců pšenice ovlivňuje jednotlivé ceny krmných směsí a naopak;
2. existují vazby mezi jednotlivými cenami krmných směsí pro různé kategorie zvířat.

Jestliže jsou předpokládány simultánní vztahy ad 1., je možné vycházet ze vztahů zemědělského a potravinářského trhu, tj. vztahů nabídky a poptávky na trhu

zemědělských výrobců a trhu průmyslových výrobců - zpracovatelů. Předpokládejme racionální chování podnikatelských subjektů, kteří usilují o maximalizaci svého zisku za podmínek dokonalé konkurence. Dále předpokládejme, že cena zemědělských výrobců pšenice je výsledkem interakce mezi stranou nabídky a poptávky, tj. výsledkem působení vztahů mezi nabízeným množstvím pšenice na straně jedné a poptávaným množstvím na straně druhé⁵². Na základě výše uvedených vztahů a předpokladu fungující cenové transmise lze pak formulovat hypotézu, že růst CZVP vede k růstu CPVKS, neboť roste cena vstupní suroviny na výrobku krmných směsí. Tento růst CZVP a potažmo CPVKS působí na růst ceny (CZV) masa⁵³. Za předpokladu fungující cenové transmise ve vertikále dochází dále v důsledku růstu CZV masa dle křivky nabídky k růstu nabízeného množství (masa) a tedy i k růstu poptávky po krmných směsích, který vyvolává růst ceny zemědělských výrobců pšenice.

Je však nutné podotknout, že jakákoli nedokonalost tržní struktury (odchýlení od dokonalé konkurence) může vést do určité míry k asymetričnosti cenové transmise ve výrobkové vertikále či asymetrickému přenosu informací a může deformovat sílu vzájemného působení mezi jednotlivými stupni vertikály. Projev asymetrického přenosu pak může znamenat to, že změny, jež nastanou na jednom stupni vertikály, budou mít značné dopady na jiný stupeň vertikály. To však nemusí platit v plné míře obráceně a lze tak identifikovat silné a slabé vazby mezi jednotlivými stupni vertikály⁵⁴.

Budeme-li rovněž předpokládat omezenou substituci komponent krmných směsí v rámci skupiny obilovin, pak je ale nutné podotknout, že ceny zemědělských výrobců obilovin zpravidla vykazují stejné vývojové tendence. Z toho vyplývá, že krátkodobě může docházet k výkyvům (poklesu) ve spotřebě pšenice ve prospěch jiných obilovin, nicméně v dlouhém období jsou tyto vlivy v rámci analýzy považovány za zanedbatelné.

Existuje-li simultánní vztah dle ad 2., pak lze vycházet z níže uvedeného předpokladu. Obchodní politika výrobců krmných směsí a výrobní portfolio zpracovatelů krmných směsí je ve vazbě na živočišnou výrobu stabilní. Předpokládejme

⁵² Obdobně lze cenu průmyslových výrobců krmných směsí považovat za výsledek vzájemných interakcí mezi stranou nabídky a poptávky, kdy průmysloví výrobci krmných směsí představují stranu nabídky, stranu poptávky pak tvoří producenti, tj. subjekty zabývající se výkrmem zvířat.

⁵³ Přímá vazba mezi CZV pšenice a CZV masa není v rámci modelu analyzována s ohledem na to, že převážná většina krmných směsí prochází zpracovatelským článkem vně podniku. Dle MZe (2009b) je produkce pro vlastní spotřebu vzhledem k celkové produkci u krmných směsí pro prasata 16,08 %, pro drůbež 10,75 % a pro skot 16,81 %.

⁵⁴ Silné vazby předpokládají symetrický přenos v rámci výrobkové vertikály, slabé vazby naopak asymetrický přenos informací ve výrobkové vertikále.

dokonalou konkurenci a racionální chování tržních subjektů, tj. chování usilující o maximalizaci zisku. Jestliže výrobci krmných směsí udržují v dlouhém období konstantní výrobní poměr, tzn. procentické zastoupení jednotlivých krmných směsí v jejich výrobním portfoliu se nemění, pak ale v krátkém období může dojít k výkyvům, které se projeví nárůstem produkce jednoho typu krmné směsi v neprospěch krmné směsi pro jiné kategorie zvířat, čímž dochází k „narušení“ výrobního poměru. Tyto výkyvy jsou způsobeny cenovou variabilitou, kdy např. změna (zvýšení) ceny zemědělských výrobců určitého druhu masa (např. vepřového) povede k růstu poptávky pro krmných směsích pro danou kategorii zvířat (prasata ve výkrmu) a vyvolá tak růst její CPV. Dojde-li k růstu CPV krmné směsi jednoho druhu, pak tento růst vzhledem ke spotřebě pšenice při výrobě krmných směsí povede k přesunu tohoto výrobního faktoru (suroviny) ve prospěch krmné směsi s vyšší cenou. Vzhledem k tomu, že je uvažována fungující cenová transmise, dojde po určité době k růstu cen ostatních krmných směsí a tím bude výrobní poměr mezi jednotlivými krmnými směsmi „stabilizován“, tzn., že procentické zastoupení vyráběných krmných směsí bude opět korespondovat s dlouhodobou strukturou výrobního portfolia.

Podkladová data ve formě měsíčních časových řad CZV pšenice krmné a CPV krmných směsí (od roku 1995 do roku 2004⁵⁵) byla nejprve testována pro přítomnost sezónní složky pomocí sezónních indexů dle vztahu (25). Tento test prokázal, že časové řady obsahují sezónní složku. V souvislosti s touto skutečností byly do modelu přidány proměnné SIN2Π2 a dále DUM1, DUM2 (proměnné DUM mají podobu nula-jedničkového vektoru, eliminují výkyvy cen CZVP a CPVKSH ve 2. čtvrtletí roku 2001 a dále v období 12/2003 – 7/2004, tj. v těchto měsících je přiřazena hodnota 1).

Test jednotkového kořene - ADF test (příloha 8.1.) ukazuje, že se data jeví při zvolené délce zpoždění (celkem testováno zpoždění až pro 12 období) jako nestacionární, integrována řádu I(1).

Vzhledem k tomu, že proměnné modelu jsou integrovány řádu I(1), bylo na základě metodického postupu přistoupeno k analýze vzájemných vztahů mezi proměnnými prostřednictvím kointegrační analýzy, resp. VECM modelu. S ohledem na výsledky AIC byla vybrána délka zpoždění 2 období.

Testy kointegrace s omezenou konstantou a bez trendu (Tab 2) ukazují, že mezi proměnnými existuje dlouhodobý vztah, neboť na hladině významnosti 5 % je

⁵⁵ Délka časové řady byla ovlivněna dostupností datové základny, neboť některé proměnné obsažené v modelu byly naposledy publikovány za rok 2004.

zamítnuta nulová hypotéza (H_0 = proměnné nejsou kointegrovány, počet kointegračních vektorů (r) je roven nule) ve prospěch hypotézy alternativní, kdy $r = 1$. To znamená, že proměnné jsou kointegrovány s jedním kointegračním vektorem a směřují k rovnovážnému stavu (alespoň některé z nich – viz dále), tj. existuje mezi nimi dlouhodobý vztah.

Tab 2 - Test kointegrace (LR test - max. charakteristické číslo)

```
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVP  CPVKSH  CPVKSV  CPVKSB  Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2          SIN2PI2
List of eigenvalues in descending order:
.40313      .15764      .067259     .010258     .0000
*****
Null      Alternative      Statistic      95% Critical Value
r = 0      r = 1      60.8953      28.2700
r <= 1     r = 2      20.2427      22.0400
r <= 2     r = 3      8.2160       15.8700
r <= 3     r = 4      1.2167       9.1600
*****
Zdroj: vlastní výpočty
```

Parametry VECM modelu (s konstantou, bez trendu) byly odhadnuty metodou nejmenších (kointegrovaných) čtverců. Statistické charakteristiky modelu cenové transmise ukazují, že odhady parametrů se zdají být nestranné a konzistentní. (Tab 3, Tab 4, Tab 5, Tab 6).

Z hodnot koeficientů determinace (R^2) vyplývá různá míra těsnosti závislosti mezi analyzovanými proměnnými. Lze konstatovat, že změny závisle proměnné v 1. rovnici jsou z 25,92 % vysvětleny změnami nezávisle proměnných a jedná se o nejnižší hodnotu R^2 . Ve 2. rovnici je změna závisle proměnné (CPVKSH) vysvětlována ze 48,71 %. Z více jak 50 % jsou změny závisle proměnných (CPVKSV a CPVKSB) popsány ve 3. a 4. rovnici, přičemž v případě ceny průmyslových výrobců krmných směsí pro prasata ve výkrmu je tato závislost nejvyšší a dosahuje 62 %. S výjimkou první rovnice lze tak všechny další rovnice modelu charakterizovat střední mírou těsnosti závislosti, což lze považovat za uspokojivý výsledek.

Výsledky diagnostických statistických testů ukazují na další vlastnosti modelu i odhadnutých parametrů. V modelu je signifikantní sériová autokorelace reziduí v 1. a 3. rovnici. V ostatních rovnicích výsledky diagnostického testu autokorelace hypotézu o

autokorelaci reziduí zamítají. Test funkční formy ukazuje na volbu správného analytického tvaru modelu.

Předpoklad normality byl splněn ve druhé rovnici, kde nebyla zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení náhodné složky. Z výsledků provedených testů dále vyplývá, že ve 3. rovnici modelu je zřejmá heteroskedasticita, tzn. že není splněn předpoklad konečného a konstantního rozptylu náhodných složek (reziduí). Ostatní rovnice již nulovou hypotézu zamítají ve prospěch hypotézy alternativní, tzn. že je splněn výše uvedený předpoklad o homoskedasticitě náhodné složky.

Z výsledků diagnostických testů plyne, že nejvyšších kvalit dosahuje druhá (CPVKSH), příp. čtvrtá (CPVKSB) rovnice.

Normalizovaný kointegrační vektor (CZVP; CPVKSH; CPVKSV; CPVKSB; Konstanta) (1,0000; 0,47715; -1,0670; -0,02424; -114,6202) ukazuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi proměnnými, ze kterého vyplývá, že CPVKSV a CPVKSB ovlivňují CZVP pozitivně a z hlediska znaménka odpovídají výše definovaným předpokladům. Znamená to, že jednotková změna v CPVKSV (růst CPVKSV o 1 Kč/t) povede k růstu CZVP (o 1,067 Kč/t) a obdobně růst CPVKSB o jednotku povede k růstu CZVP o 0,024 Kč/t. V rámci kointegračního vektoru však nelze akceptovat, že jednotková změna (zvýšení) CPVKSH negativně působí na změnu CZVP (způsobí pokles CZVP o 0,477 Kč/t), což představuje nesoulad s původními předpoklady a formulovanou hypotézou.

V rámci kointegrační analýzy bylo dále provedeno testování strukturních hypotéz (test of over-identifying restrictions on CV's), kde se jako nejlepší jeví restrikce $A_2 = 0$ a $A_4 = 0$. Výsledky normalizovaného kointegračního vektoru jsou následující: (1,0000; 0,0000; -0,6264; 0,0000; 83,1679). Z výše uvedeného vyplývá, že jednotková změna (1 Kč/t) v CPVKSV vyvolá změnu v CZVP ve výši 0,626 Kč/t.

Z výsledného kointegračního vektoru je zřejmý dlouhodobý vztah mezi CZVP a CPVKSV (změna CPVKSV způsobí změnu v CZVP stejným směrem, ale jinou intenzitou). Ceny ostatních krmných směsí (CPVKSB a CPVKSH) nejsou zřejmě s CZVP kointegrované. Důvodem může být zejména skutečnost, že vývoj cen průmyslových výrobců je ovlivněn jinými a významnějšími vlivy, než jakými působí CZV pšenice. Dlouhodobý vztah mezi CPVKSB, CPVKSH a CZVP může být ovlivněn objemem výroby krmných směsí, neboť údaje o výrobě krmných směsí poukazují na to, že téměř 45 % celkového objemu vyrobených krmných směsí pro hospodářská zvířata připadá na KS pro prasata, zbývající podíl potom na KS pro skot a drůbež. I přes to, že

spotřeba pšenice pro krmné účely v jednotlivých letech kolísá, dosahuje v rámci obilovin nejvyššího podílu ve spotřebě krmných směsí právě pšenice (31 – 54 % v jednotlivých letech).

Ani ceny krmných směsí se zřejmě v dlouhém období neovlivňují. To může signalizovat nedokonalosti tržní struktury, které se prolínají se způsobem řízení ve vertikále (poptávkově řízená vertikála), systémy zpětných odběrů a výroby krmných směsí přímo „na míru“ dle požadavků zadavatele (zemědělského podniku se smíšeným výrobní programem, tj. produkcí obilovin a výkrmem zvířat). Svůj vliv zde může sehrávat i délka výrobního cyklu (tj. např. délka výkrmu). Z tohoto důvodu je účelné podrobněji analyzovat jednotlivé přímé a nepřímé vazby v rámci výrobní vertikály, které mohou napomoci detailnějšímu objasnění mechanismu fungování vztahů ve vertikále.

Statistickou významnost jednotlivých parametrů modelu lze posuzovat dle p-hodnoty (v tabulkách výsledků VECM označena [Prob]). Z výsledků statistické významnosti dlouhodobého vztahu (ecm1) v jednotlivých rovnicích vyplývá, že statisticky významný dlouhodobý vztah je zřejmý pouze v 1. a 3. rovnici, tedy u proměnných CZVP a CPVKSV. U ostatních proměnných tento vztah statisticky významný není, což poukazuje na skutečnost, že existují další významnější faktory, které determinují vývoj těchto proměnných.

Tab 3 - VECM – 1. rovnice modelu 1

```
ECM for variable CZVP estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCZVP
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error    T-Ratio[Prob]
dCZVP1             .42688                .096623           4.4180[.000]
dCPVKSH1          .037907               .14548            .26057[.795]
dCPVKSV1          .31419                .15541            2.0216[.046]
dCPVKSB1          .032741               .12846            .25487[.799]
ecm1(-1)          -.20088               .058457           -3.4363[.001]
DUM1              15.7595               52.5100           .30012[.765]
DUM2              92.4371               48.0217           1.9249[.057]
SIN2PI2          22.1183               19.3770           1.1415[.256]
*****
List of additional temporary variables created:
dCZVP = CZVP-CZVP(-1)
dCZVP1 = CZVP(-1)-CZVP(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
dCPVKSV1 = CPVKSV(-1)-CPVKSV(-2)
dCPVKSB1 = CPVKSB(-1)-CPVKSB(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVP + .0000*CPVKSH - .62636*CPVKSV + .0000*CPVKSB + 83.1679
*****
R-Squared          .25919                R-Bar-Squared     .21205
S.E. of Regression 114.1488             F-stat.           F( 7, 110)       5.4980[.000]
Mean of Dependent Variable 1.6780           S.D. of Dependent Variable 128.5942
```

```

Residual Sum of Squares      1433293      Equation Log-likelihood      -722.3180
Akaike Info. Criterion      -730.3180      Schwarz Bayesian Criterion    -741.4007
DW-statistic                 1.9621       System Log-likelihood         -2728.3
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *          LM Version          *          F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 22.7780[.030]*F( 12, 98)= 1.9535[.037]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 1.1380[.286]*F( 1, 109)= 1.0615[.305]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 200.9291[.000]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 2.0539[.152]*F( 1, 116)= 2.0548[.154]
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Tab 4 - VECM – 2. rovnice modelu 1

```

ECM for variable CPVKSH estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCPVKSH
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error      T-Ratio[Prob]
dCZVP1             .35256               .065402             5.3907[.000]
dCPVKSH1           .096337              .098473             .97831[.330]
dCPVKSV1           .19675               .10520              1.8703[.064]
dCPVKSB1           .084397              .086952             .97061[.334]
ecm1(-1)           .048352              .039568             1.2220[.224]
DUM1               -67.6021             35.5430             -1.9020[.060]
DUM2               -52.5313             32.5049             -1.6161[.109]
SIN2PI2            13.0612              13.1159             .99583[.322]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKSH = CPVKSH-CPVKSH(-1)
dCZVP1 = CZVP(-1)-CZVP(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
dCPVKSV1 = CPVKSV(-1)-CPVKSV(-2)
dCPVKSB1 = CPVKSB(-1)-CPVKSB(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVP + .0000*CPVKSH -.62636*CPVKSV + .0000*CPVKSB + 83.1679
*****
R-Squared          .48705              R-Bar-Squared      .45441
S.E. of Regression  77.2651            F-stat.            F( 7, 110)        14.9210[.000]
Mean of Dependent Variable  10.4836          S.D. of Dependent Variable  104.6045
Residual Sum of Squares  656687.8          Equation Log-likelihood  -676.2672
Akaike Info. Criterion  -684.2672          Schwarz Bayesian Criterion  -695.3500
DW-statistic        2.1853            System Log-likelihood  -2728.3
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *          LM Version          *          F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 16.2549[.180]*F( 12, 98)= 1.3047[.228]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .019550[.889]*F( 1, 109)= .018062[.893]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 1.7872[.409]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .73410[.392]*F( 1, 116)= .72618[.396]
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Tab 5 - VECM – 3. rovnice modelu 1

```

ECM for variable CPVKSV estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCPVKSV
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error T-Ratio[Prob]
dCZVP1             .35435                .058002        6.1093[.000]
dCPVKSH1           .24748                .087331        2.8338[.005]
dCPVKSV1           .17107                .093292        1.8336[.069]
dCPVKSB1           -.092646              .077113        -1.2014[.232]
ecm1(-1)           .13134                .035091        3.7427[.000]
DUM1               -39.6329              31.5212        -1.2573[.211]
DUM2               -61.6584              28.8270        -2.1389[.035]
SIN2PI2            -10.7739              11.6318        -.92624[.356]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKSV = CPVKSV-CPVKSV(-1)
dCZVP1 = CZVP(-1)-CZVP(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
dCPVKSV1 = CPVKSV(-1)-CPVKSV(-2)
dCPVKSB1 = CPVKSB(-1)-CPVKSB(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVP + .0000*CPVKSH -.62636*CPVKSV +.0000*CPVKSB + 83.1679
*****
R-Squared          .61484          R-Bar-Squared          .59033
S.E. of Regression  68.5224        F-stat.          F( 7, 110)  25.0849[.000]
Mean of Dependent Variable  7.8208        S.D. of Dependent Variable  107.0569
Residual Sum of Squares  516485.1      Equation Log-likelihood  -662.0977
Akaike Info. Criterion  -670.0977     Schwarz Bayesian Criterion  -681.1804
DW-statistic        2.3365        System Log-likelihood          -2728.3
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *          LM Version          *          F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 23.5969[.023]*F( 12, 98)= 2.0413[.028]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 5.1153[.024]*F( 1, 109)= 4.9392[.028]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 45.2315[.000]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 8.0897[.004]*F( 1, 116)= 8.5379[.004]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

Tab 6 - VECM – 4. rovnice modelu 1

```

ECM for variable CPVKSB estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCPVKSB
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error T-Ratio[Prob]
dCZVP1             .28974                .072818        3.9790[.000]
dCPVKSH1           .28353                .10964         2.5861[.011]
dCPVKSV1           .29981                .11712         2.5598[.012]
dCPVKSB1           .031794              .096811        .32842[.743]
ecm1(-1)           .041580              .044055        .94382[.347]
DUM1               -75.6600           39.5729        -1.9119[.058]
DUM2               -6.9213            36.1904        -.19125[.849]
SIN2PI2            16.3800            14.6030         1.1217[.264]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKSB = CPVKSB-CPVKSB(-1)
dCZVP1 = CZVP(-1)-CZVP(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
dCPVKSV1 = CPVKSV(-1)-CPVKSV(-2)
dCPVKSB1 = CPVKSB(-1)-CPVKSB(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVP + .0000*CPVKSH -.62636*CPVKSV + .0000*CPVKSB + 83.1679

```



```

*****
R-Squared .52528 R-Bar-Squared .49507
S.E. of Regression 86.0255 F-stat. F( 7, 110) 17.3876[.000]
Mean of Dependent Variable 11.3911 S.D. of Dependent Variable 121.0625
Residual Sum of Squares 814043.1 Equation Log-likelihood -688.9407
Akaike Info. Criterion -696.9407 Schwarz Bayesian Criterion -708.0234
DW-statistic 2.1586 System Log-likelihood -2728.3
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics * LM Version * F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 8.0107[.784]*F( 12, 98)= .59479[.842]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 3.2998[.069]*F( 1, 109)= 3.1358[.079]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 408.7101[.000]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .023527[.878]*F( 1, 116)= .023133[.879]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

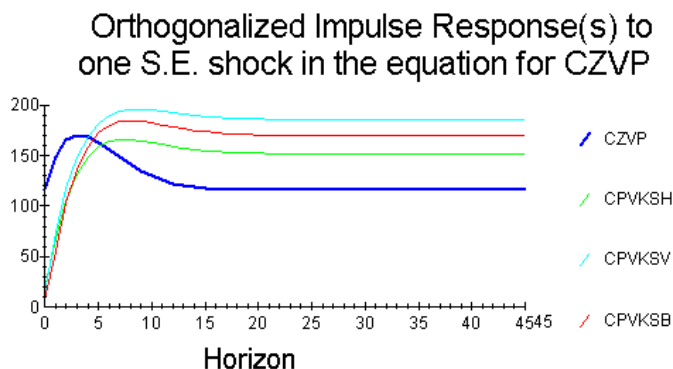
5.2.1.2. Impulse-Response analýza modelu 1

Jsou-li proměnné kointegrované, mohou se krátkodobě, např. vlivem šoků, odchýlovat od stabilní rovnovážné úrovně, avšak v dlouhodobém časovém horizontu se k rovnovážnému stavu postupně vrací. Impulse-response analýza zachycuje graficky reakci systému na jednotkový ortogonální šok.

Graf 9 znázorňuje reakci ceny zemědělských výrobců pšenice na inovace v CZVP. Z vývoje této reakce je zřejmé, že CZVP reaguje pozitivně na inovaci v CZVP v celém hodnoceném časovém horizontu, přičemž obdobné chování je zřejmé i u všech dalších proměnných (CPVKSH, CPVKSV, CPVKSB). V prvních třech měsících odpovídají na inovaci v CZVP všechny ceny krmných směsí téměř shodně (v prvním měsíci je však reakce poměrně nízká, k nárůstu dochází až v měsících dalších), v následujícím časovém období se intenzita chování těchto proměnných mění. V podstatě dlouhodobě nejnižší intenzita reakce je zřejmá u CPVKSH, nejvyšší naopak u CPVKSV, která od 4 měsíce převyšuje CZVP. Obdobně i CPVKSH a CPVKSB převyšují intenzitu CZVP, a to mezi 4. a 5. měsícem po inovaci v CZVP, u CPVKSB nastává toto převýšení dříve než u CPVKSH. CZVP dosahuje mezi 3. a 4. měsícem maxima, následně již vykazuje klesající tendenci a od 15 měsíce stagnuje (reakce se vyčerpává). Maxima na inovaci v CZVP dosahuje CPVKSV v 7. měsíci a tato reakce přetrvává ve stejné výši až do 11. měsíce, u ostatních cen průmyslových výrobců krmných směsí nastává toto maximum zhruba o 1 měsíc dříve a trvá kratší dobu (do 9. – 10. měsíce).

Z vývoje reakcí všech proměnných na inovaci v CZVP je zřejmé, že slábnou (vyčerpávají se) a systém tedy směřuje k rovnovážnému stavu po 15 měsících.

Graf 9 - I-R analýza reakce na inovace CZVP

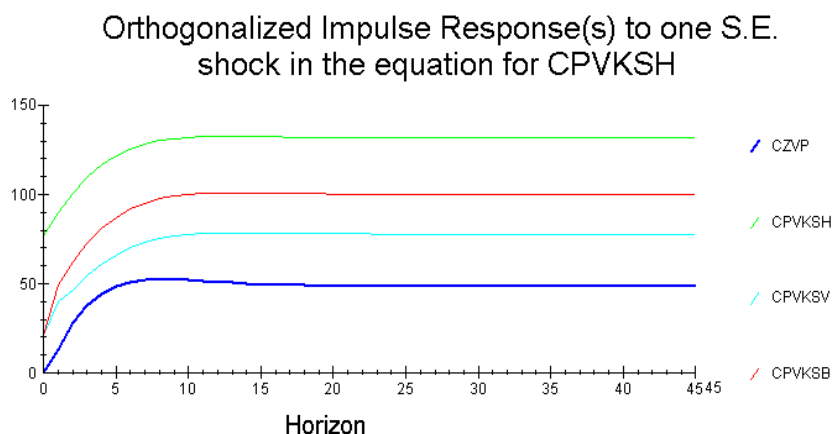


Zdroj: vlastní výpočty

Reakce všech proměnných na inovaci v CPVKSH (Graf 10) je stejně jako v případě inovace v CZVP pozitivní v průběhu celého časového horizontu a je ze všech nejvyšší.

Reakce CZVP na inovaci v CPVKSH je nejslabší. Průběh CPVKSV je ze všech cen krmných směsí neslabší, vykazuje rostoucí průběh až do 10. měsíce, kdy se vyčerpává. Obdobně jako CPVKSV reaguje na inovaci v CPVKSH i CPVKSB, intenzita chování je však vyšší než u CPVKSV. CZVP reaguje na inovaci v CPVKSH s nejnižší intenzitou, počáteční rychle rostoucí hodnota šoku je vystřídána dosažením maxima, mírným poklesem resp. stagnací přecházející v následné odeznění šoku. Intenzita u všech proměnných ukazuje na skutečnost, že systém má opět tendenci směřovat k rovnováze, a to za 11 měsíců.

Graf 10 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSH

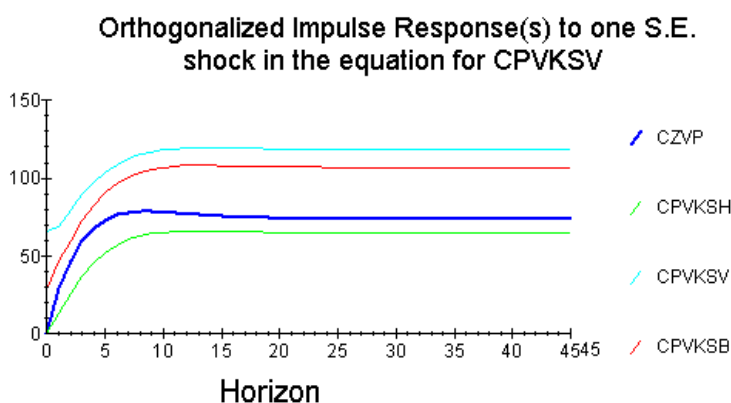


Zdroj: vlastní výpočty

Cena průmyslových výrobců krmných směsí pro prasata ve výkrmu (Graf 11) reaguje na inovaci v CPVKSV v celém časovém horizontu pozitivně, opět vykazuje nejvyšší hodnoty. Z grafu 11 dále vyplývá, že všechny ceny průmyslových výrobců

reagují na inovaci v CPVKSV pozitivně v průběhu 10 měsíců. Intenzita reakce CPVKSH je ze všech proměnných nejnižší. Jako druhou nejnižší lze charakterizovat CZVP, která dosahuje svého maxima už v 5. měsíci (ostatní proměnné až mezi 9. a 10. měsícem) a od 8. měsíce v podstatě stagnuje (či velmi mírně klesá). Systém se po inovaci v CPVKSV dostává do rovnovážného stavu po 11 – 12 měsících.

Graf 11 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSV

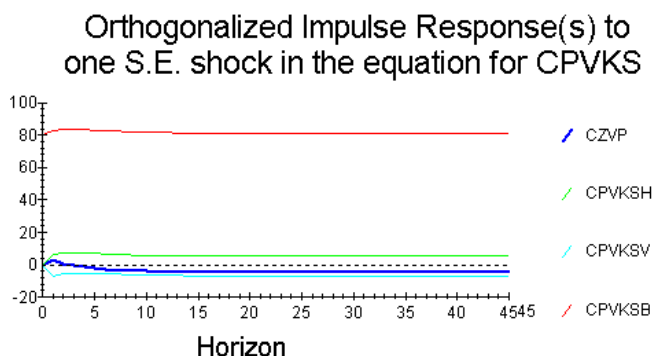


Zdroj: vlastní výpočty

Reakce ceny průmyslových výrobců krmných směsí pro brojlerů (Graf 12) na inovaci v CPVKSB je v průběhu celého sledovaného období pozitivní a zároveň nejvyšší v porovnání s ostatními proměnnými. Tato reakce je v prvních 2 měsících pozitivní, dále už stagnuje nebo velmi nevýznamně klesá.

Pozitivně na inovaci v CPVKSB reaguje i CPVKSH, avšak velmi slabě, svým průběhem kopíruje CPVKSB. V celém časovém horizontu reaguje na inovaci v CPVKSB cena krmných směsí pro prasata ve výkrmnu, která se pohybuje v intervalu záporných hodnot. V 1. měsíci dosahuje svého minima, v dalším měsíci negativní hodnoty mírně klesají a již od druhého měsíce se vyčerpává. CZVP reaguje v prvních 2 měsících na inovaci v CPVKSB pozitivně (v 1. měsíci dosahuje maxima), od 2. měsíce se pohybuje okolo nuly a následně za další 1 až 2 měsíce v záporných hodnotách, kde se vyčerpává. Ve srovnání s ostatními inovacemi se v tomto případě dostává systém do rovnováhy mnohem dříve, a to po 6 měsících.

Graf 12 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSB



Zdroj: vlastní výpočty

Z dlouhodobého hlediska lze konstatovat, že ceny směřují k rovnováze, přičemž délka návratu do rovnovážného stavu se u jednotlivých cen liší. Nejdelší reakce nastává v případě inovace v CZVP, kdy se systém po jednotkové inovaci S.E. dostává do rovnovážného stavu po 15 měsících. Přibližně stejná délka návratu k rovnovážnému stavu (11 – 12 měsíců) je zřejmá v případě inovací v CPVKSH a CPVKSV. Nejkratší dobu (6 měsíců) pro návrat k rovnováze vyžadují proměnné v případě inovace v CPVKSB. S ohledem na množství inovací však nelze předpokládat, že cena zemědělských výrobců pšenice či ceny průmyslových výrobců jednotlivých krmných směsí dosáhnou rovnovážné úrovně své ceny, nýbrž se k ní pouze přibližují.

Z hlediska trhu a střetu nabídky a poptávky je nutné si uvědomit, že jejich působení a tím i zákonitosti cenového vývoje, jsou ovlivněny kromě klimatických či agrobiologických podmínek i vývojem agrárního zahraničního obchodu, produkcí, výnosovou úrovní i reakcí zemědělců na očekávanou cenovou úroveň v příštím období dle adaptivního chování.

Vzhledem k protikladné reakci všech cen průmyslových výrobců krmných směsí lze hovořit o interakcích na straně nabídky a poptávky. Vezmeme-li však v potaz dynamiku, resp. množství inovací (šoků), které v systému nastanou, lze se domnívat, že se ceny rovnovážné úrovni přibližují, resp. jsou k ní přitahovány, ale sotva kdy do ní dospějí.

Z vývoje cen, resp. z reakcí cen na tržní šok, lze usuzovat na koncepci pavučinového teorému. Po šoku dochází k růstu CZV, která dle pavučinového teorému povede k růstu nabízeného množství. Růst nabízeného množství vede k převisu nabídky nad poptávkou a tedy k poklesu ceny.

Zákonitosti pavučinového teoremu je tak možné spatřit ve funkčním mechanismu, kde po vyšší úrovni cen v běžném období dochází v důsledku nárůstu nabízeného množství k propadu cen v období následujícím. Avšak s ohledem na obsah proměnných v analyzovaném VECM modelu je nutné podotknout, že analyzovaný model obsahuje pouze proměnné – ceny, nikoli množství nabídky a poptávky.

5.2.1.3. Dekompozice rozptylu modelu 1

Výsledky dekompozice rozptylu ukazují, jak se jednotlivé proměnné podílejí na chybě prognózy. Grafické zobrazení výsledků dekompozice rozptylu uvádí příloha 8.2. V první rovnici (Tab 7) připadá 100 % na CZVP v prvním měsíci, ostatní proměnné nemají žádnou vysvětlovací schopnost. V průběhu 10 měsíců toto procento vlivu CZVP klesá na 78,74 % a narůstá vliv proměnné CPVKSV na 14,87 % a proměnné CPVKSH na 6,36 %. Vliv CPVKS B na chybu prognózy je v průběhu celého časového horizontu velmi nízký, s rostoucí délkou období mírně roste (pohybuje se v intervalu od 0,074 % do 0,68 %). V dalším desetiletém časovém horizontu vliv proměnné CZVP pozvolna slábne (v průběhu dalších 10 let na 72,30 %) a vliv proměnné CPVKSH na chybu prognózy roste na 8,44 %. Obdobně roste i vliv CPVKSV na 19,31 %. S rostoucí délkou časového horizontu klesá vliv vysvětlovací schopnosti proměnné CZVP a narůstá vliv CPVKS B a CPVKSV.

Tab 7 – Dekompozice rozptylu 1. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CZVP
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVP          CPVKSH          CPVKSV          CPVKS B          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2          SIN2PI2
*****
List of imposed restrictions: A1=1; A2=0;A4=0;
*****

```

Horizon	CZVP	CPVKSH	CPVKSV	CPVKS B
0	1.0000	0.00	0.00	0.00
1	.97150	.0044131	.023904	.1861E-3
2	.93963	.014071	.046192	.1033E-3
3	.91099	.023342	.065592	.7399E-4
4	.88570	.031684	.082543	.7514E-4
5	.86352	.039020	.097367	.9444E-4
6	.84408	.045414	.11038	.1241E-3
7	.82704	.050971	.12183	.1593E-3
8	.81208	.055798	.13193	.1967E-3
9	.79893	.059992	.14084	.2344E-3
10	.78737	.063644	.14872	.2708E-3
15	.74667	.076194	.17672	.4180E-3
20	.72304	.083301	.19315	.5099E-3
25	.70776	.087867	.20380	.5689E-3
26	.70532	.088596	.20550	.5783E-3

30	.69697	.091094	.21133	.6103E-3
35	.68888	.093513	.21697	.6412E-3
40	.68258	.095397	.22135	.6653E-3
45	.67754	.096904	.22487	.6846E-3

Zdroj: vlastní výpočty

Ve druhé rovnici (Tab 8) připadá v 1. měsíci na proměnnou CPVKSH 95,44% vliv na chybu prognózy, zbývající podíl (4,56 %) je charakteristický pro CZVP. Vliv CPVKSV a CPVKSB na chybu prognózy je v tomto měsíci nulový. Vliv proměnné ceny průmyslových výrobců KSB v chybě prognózy CPVKSH je po celé období velmi nízký a nepřesahuje hodnotu 1 % (maxima dosahuje ve 13. měsíci, a to ve výši 0,98 %). Za nízké lze označit i hodnoty charakteristické pro CPVKSV (0,92 % v prvním období až 8,87 % v posledním hodnoceném období). Oproti prvnímu období narůstá vliv CZVP v průběhu následujících pěti měsíců na 50,59 %, čímž značně narůstá vysvětlovací schopnost této proměnné v chybě prognózy CPVKSH (maxima je dosaženo v horizontu $t = 9$, a to 55,25 %). Vliv vysvětlovací schopnosti CPVKSH postupně klesá z 95,44 % v počátečním období na 50,25 % ve 3. měsíci. Tato vysvětlovací schopnost mírně klesá ve 13. období (na 37,74 %) a následně opět narůstá na 38 % (kolem této výše se pohybuje od 19. měsíce) a setrvává v průběhu celého hodnoceného horizontu.

Tab 8 – Dekompozice rozptylu 2. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSH
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVP          CPVKSH          CPVKSV          CPVKSB          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2          SIN2PI2
*****
List of imposed restrictions: A1=1; A2=0;A4=0;
*****

```

Horizon	CZVP	CPVKSH	CPVKSV	CPVKSB
0	.045580	.95442	0.00	0.00
1	.25667	.73174	.0092043	.0023922
2	.38934	.58676	.021440	.0024542
3	.46396	.50246	.031432	.0021488
4	.50559	.45296	.039589	.0018704
5	.52891	.42309	.046348	.0016518
6	.54181	.40469	.052022	.0014844
7	.54856	.39326	.056823	.0013557
8	.55165	.38619	.060905	.0012553
9	.55253	.38191	.064382	.0011759
10	.55211	.37943	.067350	.0011122
15	.54424	.37791	.076916	.9278E-3
20	.53746	.38007	.081633	.8443E-3
25	.53327	.38164	.084293	.7976E-3
30	.53060	.38263	.086003	.7675E-3
35	.52873	.38331	.087206	.7462E-3
40	.52735	.38382	.088100	.7304E-3
45	.52629	.38420	.088791	.7182E-3

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky dekompozice rozptylu třetí rovnice (CPVKSV) ukazují dle Tab 9, že v 1. období připadá na proměnnou CPVKSV 87,65 %, na CZVP 3,49 % a na CPVKSH 8,86 %. CPVKS B nemá žádnou vysvětlovací schopnost v prvním období, v dalších obdobích je velmi nízká (do 0,9 %). S prodlužujícím se horizontem výrazně klesá vliv CPVKSV ve vysvětlení chyby prognózy CPVKSV (mezi horizontem 0 a 1 pokles o 33,92 %, v dalším období o 14,66 %), od 9. měsíce až do konce sledovaného horizontu je vysvětlovací schopnost na úrovni 24 resp. 25 %. S prodlužující se délkou sledovaného období roste vliv CZVP, od horizontu 4 převyšuje až do konce sledovaného období 60 %, maximální vysvětlovací schopnosti je dosaženo v horizontu $t = 9$ (65,78 %). Ve vysvětlení chyby prognózy CPVKSV sehrává vliv CPVKSH poměrně malou roli ve srovnání s ostatními proměnnými (kolem 10 %).

Tab 9 – Dekompozice rozptylu 3. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSV
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVP          CPVKSH          CPVKSV          CPVKS B          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2          SIN2PI2
*****
List of imposed restrictions: A1=1; A2=0;A4=0;
*****

```

Horizon	CZVP	CPVKSH	CPVKSV	CPVKS B
0	.034908	.088587	.87651	0.00
1	.33927	.12019	.53725	.0032864
2	.50090	.10630	.39065	.0021377
3	.57680	.098780	.32287	.0015472
4	.61592	.095174	.28767	.0012306
5	.63695	.093742	.26826	.0010495
6	.64831	.093524	.25722	.9423E-3
7	.65423	.093968	.25092	.8777E-3
8	.65697	.094759	.24743	.8387E-3
9	.65783	.095710	.24564	.8158E-3
10	.65760	.096711	.24489	.8031E-3
15	.65161	.10101	.24658	.7993E-3
20	.64642	.10360	.24916	.8138E-3
25	.64327	.10511	.25080	.8238E-3
30	.64128	.10607	.25182	.8300E-3
35	.63991	.10673	.25253	.8342E-3
40	.63890	.10722	.25305	.8374E-3
45	.63812	.10759	.25344	.8397E-3

Zdroj: vlastní výpočty

Tab 10 uvádí výsledky dekompozice rozptylu 4. rovnice. Z tabulky 10 je patrné, že v 1. období připadá ve vysvětlení chyby prognózy v CPVKS B na proměnnou CPVKS B 83,26 %, na CZVP 0,75 %, na CVKSH 5,82 % a na CPVKSV 10,17 %. V průběhu dalších 5 období narůstá vysvětlovací schopnost CZVP v chybě prognózy CPVKS B na téměř 50 % a v dalším období se pohybuje v intervalu 50 – 53 %. Naproti

tomu vysvětlovací schopnost proměnné CPVKSB klesá od horizontu 11 pod 15 % (12,29 - 15,02 %). Ve vysvětlení chyby prognózy CPVKSB mají od 8. měsíce proměnné CPVKSH a CPVKSV 14 – 20% podíl, přičemž vliv CPVKSV je v průměru o 2 % v daném období vyšší než vliv proměnné CPVKSH.

Tab 10 – Dekompozice rozptylu 4. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSB
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVP          CPVKSH          CPVKSV          CPVKSB          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2          SIN2PI2
*****
List of imposed restrictions: A1=1; A2=0;A4=0;
*****
Horizon  CZVP          CPVKSH          CPVKSV          CPVKSB
0         .0074982       .058191        .10173         .83258
1         .13800         .13025         .13421         .59754
2         .28881         .14430         .13950         .42739
3         .38723         .14495         .14201         .32581
4         .44626         .14436         .14468         .26471
5         .48150         .14440         .14785         .22625
6         .50259         .14518         .15135         .20088
7         .51513         .14648         .15495         .18345
8         .52239         .14807         .15847         .17107
9         .52635         .14979         .16181         .16205
10        .52825         .15152         .16491         .15532
15        .52631         .15878         .17642         .13849
20        .52183         .16320         .18286         .13211
25        .51890         .16581         .18659         .12871
30        .51704         .16748         .18897         .12651
35        .51576         .16864         .19064         .12495
40        .51482         .16951         .19187         .12380
45        .51409         .17017         .19282         .12291
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky analýzy dekompozice rozptylu jednotlivých rovnic modelu ukazují na interakci mezi proměnnými v krátkém i dlouhém časovém horizontu. V chybě prognózy všech cen průmyslových výrobců krmných směsí hraje rozhodující roli cena zemědělských výrobců pšenice, jejíž podíl je v chybě prognózy kvantifikován v delším období na 51,4 - 63,8 %. Nejvyšší vliv CZVP na chybu prognózy cen krmných směsí je zřejmý v případě CPVKSV. Naproti tomu vliv ceny průmyslových výrobců krmné směsi pro brojlery má nejnižší vysvětlovací schopnost v chybě prognózy cen ostatních krmných směsí.

5.2.2. Analýza cenové transmise modelu 2

Následující kapitola obsahuje výsledky analýzy cenové transmise modelu 2, které jsou rozčleněny do tří dílčích částí: charakteristika modelu a jeho výsledky, impulse-response analýza a dekompozice rozptylu.

5.2.2.1. Charakteristika a výsledky modelu 2

Pomocí modelu 2 jsou analyzovány vztahy mezi CPV krmné směsi pro brojery a CZV drůbežího masa – kuře jatečné I. Konstrukce modelu vychází z následující hypotézy: jestliže vzroste CPV krmné směsi pro brojery, pak za předpokladu fungující cenové transmise dochází k růstu CZV drůbežího masa, neboť krmné směsi představují významnou nákladovou položku ve výkrmu drůbeže a růst výrobních nákladů by měl být promítnut pro ceny nabízeného produktu (ceny vykrmeného brojlera).

Zvýšení CPV krmné směsi však může souviset i s řadou šoků, které mohou nastat jak v rostlinné, tak i živočišné výrobě (např. vlivy počasí, nedostatek či nadbytek srážek, neúroda, zájem spotřebitelů o drůbeží maso apod.). Předpokládejme, že k růstu CPV krmné směsi pro brojery dojde v důsledku zvýšení ceny komponent krmných směsí. Předpokládáme-li, že výrobci krmných směsí dodrží výrobní složení krmných směsí, tj. nebudou ve snaze dodržet kvalitu krmné směsi (tj. její živinové parametry, stravitelnost a předpokládaný přírůstek zvířat ve výkrmu) nahrazovat dražší komponenty levnějšími⁵⁶. Omezená substituce komponent krmných směsí také zpravidla souvisí s výrobou krmných směsí dle podmínek zadavatele, tj. s výrobou krmných směsí na míru pro konkrétní podnik a konkrétní výši užitkovosti.

Znamená to, že dojde-li na trhu zemědělských výrobců k nabídkovému šoku (např. vlivem zvýšení ceny krmiva – krmné směsi), potom za jinak stejných podmínek dojde k posunu nabídkové křivky. Nově vzniklý průsečík nabídkové a poptávkové křivky je oproti původnímu rovnovážnému bodu charakterizován vyšší cenou a nižším množstvím.

Zvýšení ceny krmné směsi jako výrobního faktoru může vést u některých ekonomických subjektů operujících v oblasti výkrmu ke krátkodobé či dlouhodobé

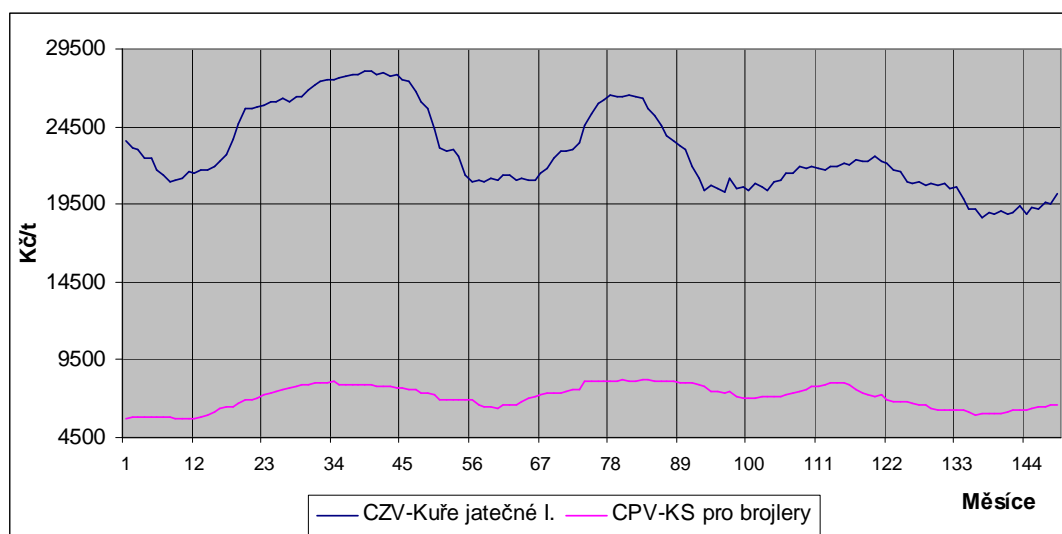
⁵⁶ Problémem substituce komponent krmných směsí může být právě zhoršená stravitelnost krmných směsí, která má své negativní dopady na užitkovost zvířat a přírůstek.

ztrátovosti v důsledku toho, že cena vyráběného produktu (kuřecí maso) nedosahuje minimální cenové hranice⁵⁷ a promítá se následně do záporné rentability výkrmu.

Negativní výsledky hospodaření či pokles rentability výkrmu budou mít za následek snížení zájmu producentů masa o tuto část podnikatelského záměru, což se projeví s určitou délkou zpoždění v poklesu produkce drůbežního masa. S ohledem na dynamický charakter tržního prostředí, racionální chování ekonomických subjektů a reakce trhu (tj. nabízejících i poptávajících subjektů) je zřejmé, že nabídkový šok nezůstane bez odezvy. Může tak např. vlivem poklesu domácí produkce kuřecího masa docházet k rostoucímu podílu zahraničního obchodu v podobě importu za předpokladu, že je cena importovaného masa nižší než cena na domácím trhu.

Podkladová data ve formě měsíčních časových řad (od roku 1995 do roku 2006 v Kč/t) CZV drůbežního masa – kuře jatečné I (CZVMK) a CPV krmné směsi pro brojlerů (CPVKSB) jsou uvedena v grafu 13.

Graf 13 – Vývoj CZVMK a CPVKSB (v Kč/t)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Z vývoje časových řad je zřejmá do jisté míry variabilita, která byla měřena hodnotou variačního koeficientu. Hodnota variačního koeficientu za celé sledované období činila u CZVMK 11,42 %, v případě CPVKSB 10,72 %. Variabilita CZVMK mezi jednotlivými lety značně kolísá, hodnoty variačního koeficientu se pohybují v intervalu 1,11 % - 7,52 %. Nejvyšší variabilita CZVMK byla zjištěna v roce 2002 (vysoké hodnoty variačního koeficientu byly zjištěny i v roce 1996 a 1999), naopak

⁵⁷ Tzn., že CZVMK je pod úrovní minimálních jednotkových nákladů v dlouhém období, resp. pod úrovní minima jednotkových variabilních nákladů v krátkém období.

nejnižší v roce 2004. V případě CPVKSB byla nejnižší roční variabilita 1,08 % (v roce 1995), nejvyšší v roce 1996 (7,01 %).

Podkladová data byla s ohledem na metodický postup nejprve testována pro přítomnost sezónní složky pomocí sezónních indexů dle vztahu (25). Tento test prokázal, že časové řady obsahují sezónní složku (hodnoty sezónních indexů se pohybovaly v intervalu 99,17 – 100,99) u CZVMK a v intervalu 99,05 – 100,86 u CPVKSB. V souvislosti s touto skutečností byly do modelu přidány umělé proměnné DUM1 (nula-jedničkový vektor k CZVMK – hodnoty jedna v období 7/1996 – 2/1999 a 2/2001 – 2/2002) a DUM2 (nula-jedničkový vektor k CPVKSB – hodnoty 1 v období 2/2001 – 2/2002).

Test jednotkového kořene - ADF test (viz příloha 8.1.) pro testování stacionarity modelu ukazuje, že se data jeví při zvolené délce zpoždění (celkem testováno zpoždění až pro 12 období) jako nestacionární, integrována řádu I(1). Řád modelu byl určen dle AIC testovacího kritéria (dle vztahu (10) resp. (11)), kdy na základě jeho výsledků byla vybrána délka zpoždění 9 období a bylo přistoupeno k výpočtu VECM(9).

Z vyhodnocení výsledků testu kointegrace vyplývá, že na hladině významnosti 5 % je vypočítaná hodnota testovacího kritéria vyšší než kritická hodnota a tudíž existuje mezi proměnnými dlouhodobý vztah. Jak ukazuje Tab 11, zamítáme na hladině významnosti 5 % nulovou hypotézu ve prospěch hypotézy alternativní (H_A : počet kointegračních vektorů $r = 1$). To znamená, že proměnné jsou kointegrovány s jedním kointegračním vektorem, tj. existuje mezi nimi dlouhodobý vztah.

Tab 11 - Test kointegrace (LR test - max. charakteristické číslo)

```
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****
135 observations from 1995M10 to 2006M12. Order of VAR = 9.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMK          CPVKSB          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1           DUM2
List of eigenvalues in descending order:
.22268        .031569        .0000
*****
Null      Alternative      Statistic      95% Critical Value
r = 0     r = 1                34.0076        19.2200
r <= 1    r = 2                4.3306         12.3900
*****
```

Zdroj: vlastní výpočty

Parametry VECM(9) (s neomezenou konstantou a trendem v kointegračním vektoru) byly odhadnuty stejně jako v případě modelu 1 metodou nejmenších

(kointegrovaných) čtverců. Statistické charakteristiky modelu cenové transmise ukazují, že odhady parametrů se zdají být nestranné a konzistentní (Tab 12, 13).

Z hodnot koeficientů determinace (R^2) vyplývá různá míra těsnosti závislosti v jednotlivých rovnicích modelu. Lze konstatovat, že změny závisle proměnné v 1. rovnici (CZVMK) jsou z 56,23 % vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Ve 2. rovnici je změna závisle proměnné (CPVKSB) vysvětlována zvolenou regresí z 39,60 %. Obě dvě hodnoty koeficientu determinace lze, s ohledem na charakter analyzovaných vztahů, považovat za uspokojivé a lze přistoupit k dalšímu rozboru VECM(9).

Výsledky diagnostických statistických testů uváděné v Tab 12, 13 ukazují na další vlastnosti modelu i odhadnutých parametrů. V obou rovnicích modelu nebyla prokázána sériová autokorelace reziduí, neboť výsledky testu hypotézu o autokorelaci reziduí zamítají. Test funkční formy obou sledovaných rovnic ukazuje na správnost analytického tvaru modelu. Předpoklad normality byl splněn pouze v první rovnici, kde nebyla zamítnuta hypotéza o normálním rozdělení reziduí.

Z výsledků provedených testů dále vyplývá, že v 1. rovnici modelu je signifikantní heteroskedasticita, tzn. že není splněn předpoklad konečného a konstantního rozptylu náhodných složek (reziduí). Druhá rovnice již nulovou hypotézu zamítá ve prospěch hypotézy alternativní, to znamená, že je ve druhé rovnici splněn výše uvedený předpoklad o homoskedasticitě náhodné složky.

Výsledky kointegrační analýzy jsou založeny na testování strukturních hypotéz, kde byl kointegrační vektor normalizován podle proměnné CZVMK (tedy $A1 = 1$). Normalizovaný kointegrační vektor (CZVMK; CPVKSB; Trend) (1,0000; -0,55036; 34,6485) ukazuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi proměnnými, ze kterého vyplývá, že CPVKSB ovlivňuje CZVMK pozitivně a z hlediska znaménka odpovídá výše definované hypotéze (růst ceny krmné směsi povede ke zvýšení nákladů na výkrm kuřat a tudíž k poklesu zájmu producentů o výrobu tohoto druhu masa; tato skutečnost může mít za následek pokles produkce, tj. snížení nabídky masa projevující se v růstu CZVMK; obdobně růst ceny kuřecího masa povede k zájmu producentů o výrobu kuřecího masa, tedy k růstu nabídky, která se projeví v růstu poptávky po výrobním faktoru – ceně krmné směsi). Znamená to, že jednotková změna v CPVKSB (růst CPVKSB o 1 Kč/t) povede k růstu CZVMK (o 0,55 Kč/t). Vliv trendu na CZVMK je naopak negativní, tzn., že meziročně dochází k poklesu CZVMK o 34,65 Kč/t. Velikost této meziroční změny je v souladu se směnicí lineární trendové funkce, popisující

závislost CZVMK na čase ($y = 25533 - 34,603x$, kde x je časový vektor), neboť CZVMK vykazuje dlouhodobě klesající tendenci. Parametr α naznačuje, že v případě šoku se rychleji k rovnovážnému stavu navrácí 1. rovnice, tj. CZVMK.

Z výsledného kointegračního vektoru je zřejmá existence dlouhodobého vztahu mezi CZVMK a CPVKSB. Dlouhodobý vliv mezi cenami je s ohledem na statistickou významnost kointegračního vektoru obousměrný, což je v souladu s definovanou hypotézou, na základě níž dle předpokladu fungující cenové transmise CZVMK ovlivňuje CPVKSB a naopak. V případě vlivu CPVKSB na CZVMK lze hledat vazby, kdy krmné směsi tvoří hlavní a v podstatě i „jediný“ druh krmiva⁵⁸, který lze využít pro výkrm kuřat a jsou tak hlavní složkou nákladů na výkrm.

Vzhledem k racionálnímu chování subjektů operujících na zemědělském trhu i trhu dodavatelském⁵⁹ a s ohledem na nezastupitelnost krmiv je proto zřejmé, že tato cena na základě výsledků modelu 2 dlouhodobě spoluutváří vývoj nákladů na výkrm, čímž zároveň působí na určování minimální cenové hranice, tj. minimální ceny za 1 kg jatečného kuřete. Praktickým problémem však zůstává, že okamžitá CZVMK v době vyskladňování jednotlivých turnusů výkrmu nemusí tuto minimální hranici plně pokrývat a má dopady na výslednou rentabilitu výkrmu (vyskladněného turnusu).

Dlouhodobý vztah mezi CZVMK a CPVKSB lze interpretovat následovně. Jestliže v důsledku šoku dojde např. k poklesu CZVMK, je tato změna provázena snížením zájmu producentů o výrobu drůbežního masa. V souvislosti s touto skutečností dochází nutně k poklesu zájmu zemědělských prvovýrobců o krmné směsi pro výkrm brojlerů. Přebytek krmných směsí v důsledku nižšího odbytu vyvolá tlak na snížení ceny krmných směsí. Snížení ceny krmných směsí⁶⁰ povede následně ke snížení nákladů na výrobu drůbežního masa⁶¹, čímž může docházet ke změně ziskové marže při výrobě drůbežního masa. Změna ziskové marže pak ovlivňuje rozhodování zemědělských producentů. Dochází-li zároveň s ohledem na nižší CZVMK k růstu

⁵⁸ Krmné směsi jsou zde chápány jako jediné krmivo v širším slova smyslu, tj. jako struktura různých druhů krmných směsí s ohledem na fáze výkrmu a stáří zvířat. Znamená to, že krmnou dávku drůbeže nelze kombinovat z jiných druhů krmiva jako je tomu např. u skotu; tj. nelze kombinovat výživu např. z objemných a jadrných krmiv (krmných směsí). Výživa drůbeže vychází ze skutečnosti, že dle kategorie a stáří drůbeže je možné zkrmovat pouze příslušnou krmnou směs pro danou kategorii zvířat určenou.

⁵⁹ Dodavatelský trh = trh, na němž operují výrobci krmných směsí.

⁶⁰ Ke snížení ceny krmných směsí může na straně výrobce krmné směsi docházet různými způsoby. Nemá-li např. výrobce KS možnost ovlivnit cenu vstupních surovin, pak má možnost dle jakostních parametrů, požadavků na výživu a omezení dle platných předpisů změnit složení krmné směsi tak, aby dražší komponenty byly substituovány levnějšími. Tzn., že výrobce bude uvažovat o minimalizaci výrobních nákladů v neprospěch jiných parametrů – např. kvalitativních, projevujících se např. zhoršenou konverzí krmiva s ohledem na stravitelnost komponent apod.

⁶¹ Za předpokladu, že náklady na krmiva významně ovlivňují strukturu celkových nákladů výkrmu.

poptávky po drůbežím mase, pak bude docházet k racionálnímu chování všech subjektů, které je obdobou výše definovaného procesu. Zároveň je však nutné podotknout, že kromě vzájemného vlivu cen působí i jiné faktory, které determinují cenový vývoj. Za další determinanty lze považovat např. zahraniční obchod, zejména importy ze zahraničí, zdravotní podmínky (např. ptačí chřipka), velikost a stupeň využití výrobních kapacit v ČR, délku výrobního cyklu a další. Vliv těchto komponent a kvantifikace tohoto vlivu však není předmětem této analýzy.

Tab 12 - VECM – 1. rovnice modelu 2

```

ECM for variable CZVMK estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)
*****
Dependent variable is dCZVMK
135 observations used for estimation from 1995M10 to 2006M12
*****
Regressor                Coefficient            Standard Error          T-Ratio[Prob]
Intercept                2835.0                 637.7482               4.4453[.000]
dCZVMK1                  .30475                 .085808                3.5515[.001]
dCPVKS1                  -.24283                .26529                 -.91534[.362]
dCZVMK2                  .25461                 .087799                2.8999[.004]
dCPVKS2                  -.11823                .26472                 -.44663[.656]
dCZVMK3                  -.098007              .087012                -1.1264[.262]
dCPVKS3                  .058394               .26370                 .22144[.825]
dCZVMK4                  .11337                .087885                1.2900[.200]
dCPVKS4                  .22353                .26375                 .84753[.398]
dCZVMK5                  .14443                .088062                1.6401[.104]
dCPVKS5                  .16216                .26396                 .61433[.540]
dCZVMK6                  -.20141               .087063                -2.3133[.022]
dCPVKS6                  .11686                .26363                 .44328[.658]
dCZVMK7                  .37555                .088473                4.2448[.000]
dCPVKS7                  -.31125                .26301                 -1.1834[.239]
dCZVMK8                  -.030729              .092945                -.33062[.742]
dCPVKS8                  .45907                .25662                 1.7889[.076]
ecm1(-1)                -.13515               .030793                -4.3889[.000]
DUM1                    206.7250              110.2908                1.8744[.063]
DUM2                    -23.0800              101.5773                -.22722[.821]
*****
List of additional temporary variables created:
dCZVMK = CZVMK-CZVMK(-1)
dCZVMK1 = CZVMK(-1)-CZVMK(-2)
dCPVKS1 = CPVKS(-1)-CPVKS(-2)
dCZVMK2 = CZVMK(-2)-CZVMK(-3)
dCPVKS2 = CPVKS(-2)-CPVKS(-3)
dCZVMK3 = CZVMK(-3)-CZVMK(-4)
dCPVKS3 = CPVKS(-3)-CPVKS(-4)
dCZVMK4 = CZVMK(-4)-CZVMK(-5)
dCPVKS4 = CPVKS(-4)-CPVKS(-5)
dCZVMK5 = CZVMK(-5)-CZVMK(-6)
dCPVKS5 = CPVKS(-5)-CPVKS(-6)
dCZVMK6 = CZVMK(-6)-CZVMK(-7)
dCPVKS6 = CPVKS(-6)-CPVKS(-7)
dCZVMK7 = CZVMK(-7)-CZVMK(-8)
dCPVKS7 = CPVKS(-7)-CPVKS(-8)
dCZVMK8 = CZVMK(-8)-CZVMK(-9)
dCPVKS8 = CPVKS(-8)-CPVKS(-9)
ecm1 = 1.0000*CZVMK -.55036*CPVKS + 34.6485*Trend
*****
R-Squared                .56230                 R-Bar-Squared          .48998
S.E. of Regression      301.4228              F-stat. F( 19, 115)   7.7755[.000]
Mean of Dependent Variable -15.7407              S.D. of Dependent Variable 422.0685
Residual Sum of Squares 1.04E+07              Equation Log-likelihood -951.3830

```

```

Akaike Info. Criterion      -971.3830      Schwarz Bayesian Criterion      -1000.4
DW-statistic                1.9192      System Log-likelihood           -1758.5
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *          LM Version          *          F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 17.3919[.135]*F( 12, 103)= 1.2693[.248]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .53617[.464]*F( 1, 114)= .45457[.502]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 4.7111[.095]*          Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 12.1226[.000]*F( 1, 133)= 13.1212[.000]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

Tab 13 - VECM – 2. rovnice modelu 2

```

ECM for variable CPVKS B estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)
*****
Dependent variable is dCPVKS B
135 observations used for estimation from 1995M10 to 2006M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
Intercept          847.5960             219.2020                3.8667[.000]
dCZVMK1            .029725              .029493                 1.0079[.316]
dCPVKS B1         .12685              .091185                 1.3911[.167]
dCZVMK2            .011651              .030178                 .38607[.700]
dCPVKS B2         .035156              .090987                 .38638[.700]
dCZVMK3            .038140              .029907                 1.2753[.205]
dCPVKS B3         .0059054             .090636                 .065155[.948]
dCZVMK4            .0015511             .030207                 .051348[.959]
dCPVKS B4         -.030172             .090654                 -.33283[.740]
dCZVMK5            .031649              .030268                 1.0456[.298]
dCPVKS B5         -.034910             .090727                 -.38478[.701]
dCZVMK6            .026369              .029925                 .88120[.380]
dCPVKS B6         .080102              .090611                 .88402[.379]
dCZVMK7            .029669              .030409                 .97564[.331]
dCPVKS B7         .043371              .090398                 .47977[.632]
dCZVMK8            .046400              .031946                 1.4524[.149]
dCPVKS B8         -.18634              .088203                 -2.1126[.037]
ecm1(-1)          -.040524             .010584                 -3.8288[.000]
DUM1               92.8651              37.9083                 2.4497[.016]
DUM2               -3.5948              34.9134                 -.10296[.918]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKS B = CPVKS B-CPVKS B(-1)
dCZVMK1 = CZVMK(-1)-CZVMK(-2)
dCPVKS B1 = CPVKS B(-1)-CPVKS B(-2)
dCZVMK2 = CZVMK(-2)-CZVMK(-3)
dCPVKS B2 = CPVKS B(-2)-CPVKS B(-3)
dCZVMK3 = CZVMK(-3)-CZVMK(-4)
dCPVKS B3 = CPVKS B(-3)-CPVKS B(-4)
dCZVMK4 = CZVMK(-4)-CZVMK(-5)
dCPVKS B4 = CPVKS B(-4)-CPVKS B(-5)
dCZVMK5 = CZVMK(-5)-CZVMK(-6)
dCPVKS B5 = CPVKS B(-5)-CPVKS B(-6)
dCZVMK6 = CZVMK(-6)-CZVMK(-7)
dCPVKS B6 = CPVKS B(-6)-CPVKS B(-7)
dCZVMK7 = CZVMK(-7)-CZVMK(-8)
dCPVKS B7 = CPVKS B(-7)-CPVKS B(-8)
dCZVMK8 = CZVMK(-8)-CZVMK(-9)
dCPVKS B8 = CPVKS B(-8)-CPVKS B(-9)
ecm1 = 1.0000*CZVMK - .55036*CPVKS B + 34.6485*Trend
*****
R-Squared          .39596          R-Bar-Squared          .29616
S.E. of Regression 103.6028      F-stat. F( 19, 115) 3.9676[.000]
Mean of Dependent Variable 3.7990      S.D. of Dependent Variable 123.4911
Residual Sum of Squares 1234357      Equation Log-likelihood -807.2098
Akaike Info. Criterion -827.2098      Schwarz Bayesian Criterion -856.2625

```

```

DW-statistic                1.8944    System Log-likelihood          -1758.5
*****
Diagnostic Tests
*****
*   Test Statistics   *           LM Version           *           F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 17.5683[.129]*F( 12, 103)= 1.2841[.239]
* B:Functional Form  *CHSQ( 1)= .031449[.859]*F( 1, 114)= .026563[.871]
* C:Normality        *CHSQ( 2)= 49.4746[.000]*           Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 1.5252[.217]*F( 1, 133)= 1.5198[.220]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

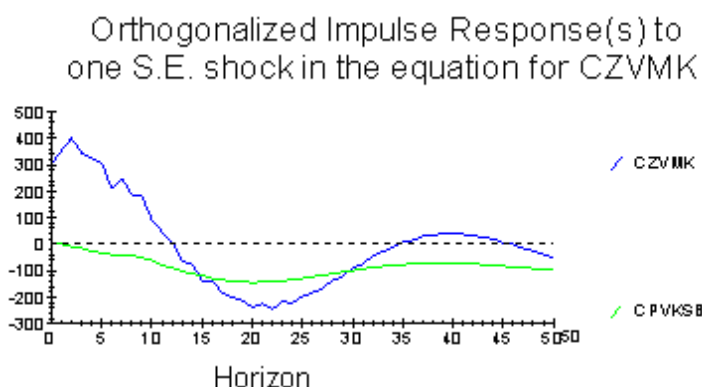
5.2.2.2. Impulse-Response analýza modelu 2

Analýza povahy cenové transmise byla provedena na základě impulse-response analýzy. Graf 14 znázorňuje cenu zemědělských výrobců kuřecího masa v reakci na inovace v CZVMK. Z jejího vývoje je zřejmé, že CZVMK reaguje pozitivně na inovaci v CZVMK v průběhu 12 měsíců, přičemž intenzita od 3. měsíce slábne a od 12. do 34. měsíce nabývá záporných hodnot. Následně přechází opět ve 34. měsíci do kladných hodnot, aby po dalších deseti měsících vykazovala opět snížení (přechod do záporných hodnot).

CPVKSB reaguje na inovaci CZVMK negativně, a to po celou dobu sledovaného období (analyzována byla reakce v průběhu 50 měsíců). Intenzita negativní reakce se prohlubuje v průběhu prvních 20 měsíců, následně ji lze charakterizovat pozvolným nárůstem, který se však po celou dobu pohybuje v intervalu záporných hodnot.

Z vývoje proměnných na inovaci v CZVMK je zřejmé, že reakce CZVMK slábne (vyčerpává se), což platí i pro CPVKSB a systém tedy směřuje v dlouhém období k rovnovážnému stavu.

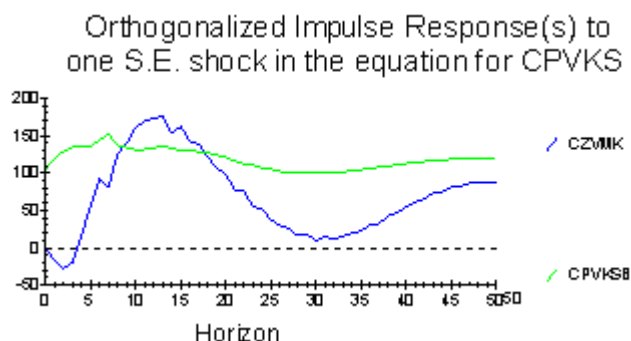
Graf 14 - I-R analýza reakce na inovace CZVMK



Zdroj: vlastní výpočty

Reakce obou proměnných na inovaci v CPVKSB (Graf 15) je s výjimkou prvních tří měsíců u proměnné CZVMK pozitivní v průběhu celého časového horizontu. Intenzita působení CPVKSB na inovaci v CPVKSB je shodná s CZVMK v 8. a 17. měsíci, přičemž mezi těmito hranicemi časového intervalu je reakce CZVMK vyšší než u proměnné CPVKSB. V dalším časovém horizontu naopak převyšuje CPVKSB výši reakce CZVMK. Stejně jako v případě vlivu proměnných na inovaci v CZVMK, tak i v případě vlivu inovace CPVKSB lze konstatovat, že se intenzita reakcí postupně vyčerpává a systém, resp. ceny v dlouhém období směřují k rovnováze.

Graf 15 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSB



Zdroj: vlastní výpočty

Z dlouhodobého hlediska lze konstatovat, že ceny směřují k rovnováze, přičemž délka návratu do rovnovážného stavu je u jednotlivých inovací obdobná (90 měsíců). Vyšší intenzita reakce je zřejmá u CZVMK ve srovnání s CPVKSB, a to při obou inovacích (jak v CZVMK, tak CPVKSB).

Dynamika systému a povaha cenové transmise mohou být ovlivněny mnoha faktory. Jedním z faktorů může být délka výrobního cyklu komponent krmných směsí, která do určité míry koresponduje s délkou zpoždění analyzovaného modelu (tj. 9 měsíců). Za začátek výrobního cyklu obilovin lze považovat s největší pravděpodobností měsíce září/říjen, tj. termín setí. Vzhledem k tomu, že zejména obiloviny zaujímají významný podíl ve struktuře krmných směsí, lze považovat vliv tohoto výrobního cyklu společně s jeho charakteristikami za významný.

V praxi lze však považovat za délku výrobního cyklu obilovin také tržní cyklus, tj. cyklus např. od sklizně do sklizně v délce 12 měsíců. Vzhledem k tomu, že zrno pšenice není vhodné přímo po sklizni zkrmovat, ale je naopak vhodné jej nechat „odležet“, může se jevit právě tento tržní cyklus jako nevýznamný a rozdíl mezi výrobním a tržním cyklem může být vázán na tvorbu zásob.

Samotná délka výrobního cyklu výkrmu kuřecích brojlerů (2 měsíce) zřejmě nehraje rozhodující roli v dynamice systému. Jedním z důvodů může být existence dlouhodobějších smluvních vztahů a dlouhodobých kontraktů mezi líhněmi kuřecích brojlerů a výkrmem brojlerů. Tyto kontrakty pak snižují variabilitu podnikatelského záměru v krátkém období. Zároveň s ohledem na skutečnost, že výrobní cyklus výkrmu se v průběhu roku obrátí 6 – 8krát za rok, poukazují dosažené výsledky na to, že případné šoky, jež zasáhnou jeden z výrobních cyklů, neovlivňují významnou měrou rozhodování ekonomických subjektů (zemědělských výrobců masa) ve velmi krátkém období. To by pak znamenalo, že by v rámci adaptivního chování výrobci kuřecího masa očekávali, že tento krátkodobý výkyv do tržní realizace dalšího turnusu „odezní“. Přetrvával-li by však výše uvedený šok při prodeji brojlerů z následujícího turnusu, pak by bylo možné očekávat následné „přizpůsobovací“ reakce zemědělských producentů i výrobců krmných směsí.

5.2.2.3. Dekompozice rozptylu modelu 2

Výsledky dekompozice rozptylu 1. rovnice (Tab 14) ukazují, jak se jednotlivé proměnné v rovnici podílejí na chybě prognózy CZVMK. V prvním (nultém) období připadá 100 % na CZVMK, CPVKSB nemá žádnou vysvětlovací schopnost v chybě prognózy CZVMK.

V průběhu 10 měsíců toto procento vlivu CZVMK klesá na 91,53 % a narůstá vliv proměnné CPVKSB na 8,48 %. Vliv CPVKSB na chybu prognózy narůstá až do 18. měsíce, následně pozvolna klesá až do 37. měsíce (pokles max. o 2,5 %).

Tab 14 – Dekompozice rozptylu 1. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CZVMK
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
*****
135 observations from 1995M10 to 2006M12. Order of VAR = 9, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMK          CPVKSB          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1           DUM2
*****
List of imposed restrictions:
A1=1;
*****
Horizon  CZVMK          CPVKSB
0         1.0000          0.00
1         .99859         .0014149
2         .99715         .0028470
3         .99705         .0029546
4         .99713         .0028730
5         .99305         .0069477

```

6	.98224	.017760
7	.97573	.024267
8	.95897	.041027
9	.94010	.059895
10	.91525	.084753
15	.80465	.19535
20	.78856	.21144
25	.81097	.18903
30	.82092	.17908
35	.82112	.17888
40	.81755	.18245
45	.80648	.19352

Zdroj: vlastní výpočty

Ve druhé rovnici (Tab 15) připadá v 1. měsíci na proměnnou CPVKSB 99,91% vliv na chybu prognózy, zbývající podíl (0,09 %) je charakteristický pro CZVMK. Vliv proměnné ceny průmyslových výrobců KSB v chybě prognózy CPVKSB převyšuje 90 % po dobu 11 měsíců, následně klesá až na 56,69 % (ve 32. měsíci), kdy je vystřídán opět mírným nárůstem (do 2 %). Vliv proměnné CZVMK na chybu prognózy CPVKSB se zvyšuje z 0,08 % až na maximální hodnotu 40,31 % (v období $t = 32$).

Tab 15 – Dekompozice rozptylu 2. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSB
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
*****
135 observations from 1995M10 to 2006M12. Order of VAR = 9, chosen r = 1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMK          CPVKSB          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1          DUM2
*****
List of imposed restrictions:
Al=1;
*****
Horizon  CZVMK          CPVKSB
0        .8977E-3       .99910
1        .3909E-3       .99961
2        .0022786     .99772
3        .0045935     .99541
4        .012964      .98704
5        .021480     .97852
6        .030663     .96934
7        .037627     .96237
8        .042808     .95719
9        .052432     .94757
10       .065046     .93495
11       .085547     .91445
12       .10813      .89187
13       .13389      .86611
14       .16077      .83923
15       .18695     .81305
20       .30726     .69274
25       .37583     .62417
30       .40086     .59914
35       .40148     .59852
40       .39274     .60726
45       .38483     .61517
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky dekompozice rozptylu obou rovnic modelu ukazují na interakci mezi proměnnými v krátkém i dlouhém časovém období. V chybě prognózy jak CZVMK, tak i CPVKSB hraje rozhodující roli cena zemědělských výrobců kuřecího masa, jejíž podíl je v chybě prognózy kvantifikován u obou proměnných v delším období na 38,5 – 80,7 %. Grafické výsledky dekompozice rozptylu modelu 2 jsou uvedeny v příloze 8.2.

5.2.3. Analýza cenové transmise modelu 3

Následující kapitola obsahuje výsledky analýzy cenové transmise modelu 3, které jsou rozčleněny do tří dílčích částí: charakteristika modelu a jeho výsledky, impulse-response analýza a dekompozice rozptylu.

5.2.3.1. Charakteristika a výsledky modelu 3

Pomocí modelu 3 jsou analyzovány vztahy mezi CPV krmné směsi pro prasata ve výkrmu nad 65 kg (kategorie A3) a CZV vepřového masa – prasata jatečná I. Konstrukce modelu vychází z níže uvedené hypotézy: dojde-li na trhu průmyslových výrobců krmných směsí k růstu CPV krmné směsi pro prasata, pak dochází na základě funkční cenové transmise k růstu CZV vepřového masa.

Znamená to, že dojde-li na trhu zemědělských výrobců k nabídkovému šoku vlivem zvýšení CPVKSV, potom za jinak stejných podmínek dojde k posunu nabídkové křivky vlevo a vytvoření průsečíku křivky nabídky a poptávky (při vyšší ceně nabízeného produktu a nižším množství produktu).

Zvýšení ceny krmné směsi jako výrobního faktoru může vést u některých ekonomických subjektů operujících v oblasti výkrmu ke krátkodobé či dlouhodobé ztrátovosti v důsledku toho, že cena vyráběného produktu (vepřové maso) nedosahuje minimální cenové hranice⁶² a promítá se následně do záporné rentability výkrmu. S ohledem na dynamický charakter tržního prostředí, racionálního chování ekonomických subjektů a reakce trhu (tj. nabízejících i poptávajících subjektů) je zřejmé, že nabídkový šok nezůstane bez odezvy.

Za předpokladu dokonalé konkurence může vyvolat výše uvedená situace na trhu pokles zájmu zemědělské prvovýroby o produkci vepřového masa, čímž bude vyvolán pokles nabídky vepřového masa. Pokles nabídky s sebou nutně přináší

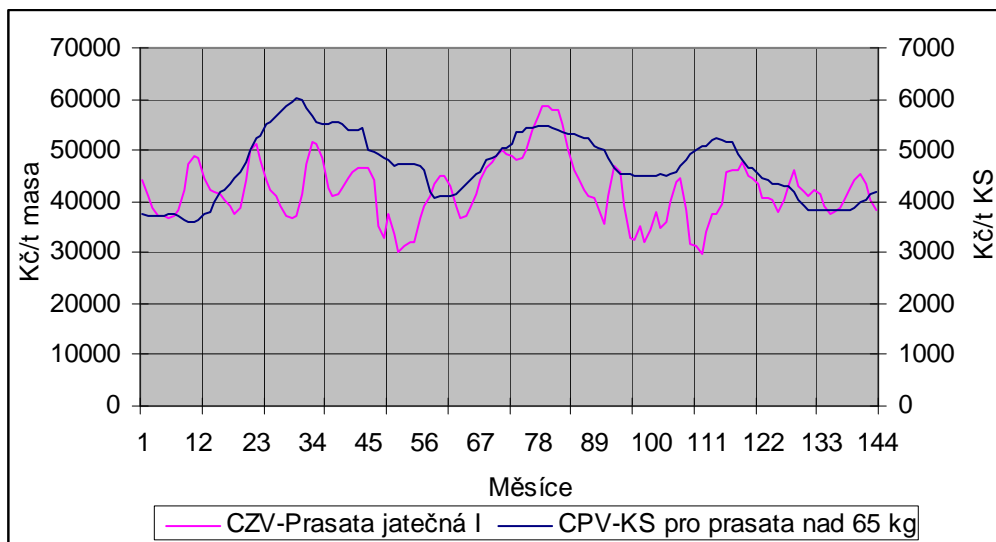
⁶² Tzn., že CZVMV je pod úrovní minimálních jednotkových nákladů v dlouhém období, resp. pod úrovní minima jednotkových variabilních nákladů v krátkém období.

sníženou poptávku po výrobním faktoru (krmné směsi), což se odráží do poklesu CPV krmné směsi a naopak.

Vývoj jednotlivých cen tvořících podkladové údaje modelu 3 uvádí graf 16. Měsíční časové řady proměnných modelu lze prostřednictvím variačního koeficientu charakterizovat z hlediska variability. V případě CZVMV je hodnota variačního koeficientu rovna 14,17 %, přičemž variabilita v jednotlivých letech značně kolísá (variační koeficient⁶³ od roku 1995 do roku 2006 nabývá hodnot od 4,67 % v roce 2005 po 15,07 % v roce 2004). Vysoká variabilita byla zjištěna rovněž v letech 1999 (14,08 %) a 1997 (11,99 %), nízká naopak ve výši 6,05 % v roce 2006 či 7,66 % v roce 2001.

Cena průmyslových výrobců krmných směsí pro prasata ukazuje ve sledovaném období nižší variabilitu v porovnání s cenou zemědělských výrobců vepřového masa (hodnota variačního koeficientu 13,49 %). Z rozboru podkladových údajů dále vyplývá kolísání variability v jednotlivých letech. Nejnižší hodnoty variačního koeficientu vykazují roky 1995 (1,49 %) a 2001 (1,78 %), naopak nejvyšší roky 1996 (11,28 %) a 2000 (7,07 %).

Graf 16 – Vývoj CZVMV a CPVKSV (v Kč/t)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Měsíční časové řady pokladových údajů (CZVMV a CPVKSV) potvrdily na základě výsledků sezónních indexů přítomnost sezónnosti. V souvislosti s touto skutečností byly do modelu přidány tři proměnné (DUM1, DUM2, SIN2II). Umělá

⁶³ Variační koeficient byl počítán zvlášť vždy pro jednotlivé analyzované roky.

proměnná DUM1 byla konstruována k proměnné CZVMV ve formě nula-jedničkového vektoru, kdy hodnoty 1 nabývá zpravidla v posledních třech měsících prvních tří let, následně potom v letním období v roce 1998 a na podzim 2000, 2001 a 2004. Proměnná DUM2 je vázána k proměnné CPVKSV. Hodnoty 1 nabýval vektor hodnot DUM2 od září 1996 až do července roku následujícího, dále na přelomu let 2000 a 2002 a v závěru roku 2003. Snahou obou DUM proměnných bylo eliminovat vysoké cenové odchylky (vysoký pokles či vysoký nárůst cen od průměrné úrovně).

S ohledem na výsledky AIC (dle vztahu (10) resp. (11)) byla vybrána délka zpoždění 6 období a bylo dále přistoupeno k odhadu parametrů VECM modelu řádu 6.

Na základě zvoleného metodického postupu byl proveden test jednotkového kořene - ADF test (viz příloha 8.1.) pro testování stacionarity modelu s konstantou bez trendu a s konstantou a trendem. Výsledky tohoto testu ukazují, že se data jeví při zvolené délce zpoždění (celkem testováno zpoždění pro 12 období) jako nestacionární, integrována řádu I(1).

Z výsledků testu kointegrace vyplývá, že je na hladině významnosti 5 % zamítnuta nulová hypotéza o neexistenci kointegračního vektoru ve prospěch hypotézy alternativní H_A : počet kointegračních vektorů $r = 1$ (viz Tab 16). Výsledky testu kointegrace ukazují, že proměnné jsou kointegrované s jedním kointegračním vektorem, tj. existuje mezi nimi dlouhodobý vztah.

Tab 16 - Test kointegrace (LR test - max. charakteristické číslo)

```
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****
138 observations from 1995M7 to 2006M12. Order of VAR = 6.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMV          CPVKSV          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1           DUM2           SIN2PI
List of eigenvalues in descending order:
.11702   .073071   0.00
*****
Null      Alternative      Statistic      95% Critical Value      90%Critical Value
r = 0      r = 1      19.7747      19.2200      17.1800
r <= 1     r = 2      10.4712      12.3900      10.5500
*****
```

Zdroj: vlastní výpočty

Odhady parametrů VECM cenové transmise (s neomezenou konstantou a s trendem v kointegračním vektoru) – VECM(6) odhadnuté metodou nejmenších kointegrovaných čtverců se na základě vypočítaných statistických charakteristik zdají být nestranné a konzistentní (Tab 17, 18).

Hodnoty koeficientů determinace (R^2) poukazují na středně vysokou míru těsnosti závislosti v jednotlivých rovnicích modelu. Změny závisle proměnné v 1. rovnici (CZVMV) jsou ze 46,6 % vysvětleny změnami nezávisle proměnných. Ve 2. rovnici je změna závisle proměnné (CPVKSV) vysvětlitelná zvolenou regresí z 57,7 %.

Diagnostické statistické testy jsou uvedeny v Tab 17, 18. Z výsledků těchto testů v obou rovnicích vyplývá, že byla v modelu zamítnuta hypotéza o sériové autokorelaci reziduí a heteroskedasticitě. Znamená to, že výsledky nepotvrzují závislost náhodných složek a potvrzují předpoklad konečného a konstantního rozptylu náhodných složek. Volba správného analytického tvaru modelu vyplývá z výsledků testu funkční formy. Předpoklad normality byl splněn pouze ve druhé rovnici, kde nebyla zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení reziduí.

Výsledky kointegrační analýzy jsou založeny na testování strukturních hypotéz. Kointegrační vektor byl normalizován podle proměnné CZVMV (tedy $A1 = 1$). Normalizovaný kointegrační vektor (CZVMV; CPVKSV; Trend) ukazuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi proměnnými, který lze kvantifikovat následovně: (1,0000; -37,8241; -63,3377). Hodnoty kointegračního vektoru potvrzují pozitivní vliv CPVKSV na CZVMV a na základě výpočtů lze konstatovat, že jednotková změna v CPVKSV (růst CPVKSV o 1 Kč/t) povede k růstu CZVMV (o 37,82 Kč/t). Z hlediska znaménka (pozitivní vliv CPVKSV na CZVMV) odpovídá definované hypotéze (růst ceny vepřového masa povede k zájmu producentů o výrobu tohoto druhu masa, tedy k růstu nabídky, která se projeví v růstu poptávky po výrobním faktoru – a tím i ceně krmné směsi). Vliv trendu na CZVMV je rovněž pozitivní, tzn., že meziročně vede k růstu CZVMV o 63,34 Kč/t.

Z výsledného kointegračního vektoru (Tab 17, 18) je zřejmý dlouhodobý vztah mezi CZVMV a CPVKSV. Statisticky významný je kointegrační vektor (ecm1) pouze v první rovnici modelu, tedy v případě závislosti CPVKSV na ostatních endogenních a exogenních proměnných modelu. Znamená to, že existuje statisticky průkazný vliv CZVMV na CPVKSV avšak vliv CPVKSV na CZVMK dle výsledků signifikantní není. Velikost parametru α naznačuje, že se v případě šoku navrátí dříve k rovnovážnému stavu 2. rovnice, tj. CZVMV.

Existence dlouhodobého vztahu mezi CZVMV a CPVKSV může znamenat, že dojde-li např. vlivem šoku k poklesu CZVMV, je tato změna provázena snížením zájmu producentů o výrobu vepřového masa. V souvislosti s touto skutečností dochází nutně k poklesu zájmu zemědělských prvovýrobců o krmné směsi pro výkrm prasat. Přebytek

krmných směsí v důsledku nižšího odbytu vyvolá tlak na snížení ceny krmných směsí. Snížení ceny krmných směsí (za obdobných podmínek definovaných v modelu 2) povede následně ke snížení nákladů na výrobu vepřového masa, čímž může docházet ke změně ziskové marže výkrmu. Změna ziskové marže pak ovlivňuje rozhodování zemědělských producentů. Dochází-li zároveň s ohledem na nižší CZVMV k růstu poptávky po vepřovém mase, pak bude docházet k racionálnímu chování všech subjektů, které je obdobou výše definovaného procesu. Zároveň je však nutné podotknout, že kromě vzájemného vlivu cen působí i jiné faktory, které determinují cenový vývoj. Za další determinanty lze považovat zejména zahraniční obchod (ať už masem nebo selaty), neboť CZVMV je vázána na cenu v EU. Další determinanty, které zde mohou sehrávat svou roli, jsou např. zdravotní podmínky, velikost a stupeň využití výrobních kapacit v ČR, délka výrobního cyklu, koncentrace výroby, vyjednávací pozice výrobců masa ve výrobní vertikále a další. Vliv těchto komponent a kvantifikace tohoto vlivu však není předmětem této analýzy.

Tab 17 - VECM – 1. rovnice modelu 3

```
ECM for variable CPVKSV estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)
*****
Dependent variable is dCPVKSV
138 observations used for estimation from 1995M7 to 2006M12
*****
Regressor                Coefficient            Standard Error          T-Ratio[Prob]
Intercept                300.3203              65.8039                4.5639[.000]
dCPVKSV1                 .27592               .085677                3.2205[.002]
dCZVMV1                 -.0010330            .0035200               -.29347[.770]
dCPVKSV2                 .17195               .089222                1.9272[.056]
dCZVMV2                 -.0057017            .0038102               -1.4964[.137]
dCPVKSV3                 .14323               .092198                1.5536[.123]
dCZVMV3                 .0025004            .0041101               .60834[.544]
dCPVKSV4                 .14433               .092497                1.5604[.121]
dCZVMV4                 -.0024508            .0036641               -.66886[.505]
dCPVKSV5                 .073698             .090684                .81269[.418]
dCZVMV5                 -.0021409            .0032910               -.65053[.517]
ecm1(-1)                 -.079052             .020006                -3.9515[.000]
DUM1                     -6.5171              22.5097                -.28952[.773]
DUM2                      47.2775              24.2417                1.9503[.053]
SIN2PI                   -51.3878             25.4043                -2.0228[.045]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKSV = CPVKSV-CPVKSV(-1)
dCPVKSV1 = CPVKSV(-1)-CPVKSV(-2)
dCZVMV1 = CZVMV(-1)-CZVMV(-2)
dCPVKSV2 = CPVKSV(-2)-CPVKSV(-3)
dCZVMV2 = CZVMV(-2)-CZVMV(-3)
dCPVKSV3 = CPVKSV(-3)-CPVKSV(-4)
dCZVMV3 = CZVMV(-3)-CZVMV(-4)
dCPVKSV4 = CPVKSV(-4)-CPVKSV(-5)
dCZVMV4 = CZVMV(-4)-CZVMV(-5)
dCPVKSV5 = CPVKSV(-5)-CPVKSV(-6)
dCZVMV5 = CZVMV(-5)-CZVMV(-6)
ecm1 = 1.0000*CPVKSV -.026438*CZVMV + 1.6745*Trend
*****
```



```

R-Squared                .46636      R-Bar-Squared                .40562
S.E. of Regression       79.6077      F-stat.      F( 14, 123)     7.6779[.000]
Mean of Dependent Variable 3.2728      S.D. of Dependent Variable 103.2575
Residual Sum of Squares  779498.4      Equation Log-likelihood      -791.9150
Akaike Info. Criterion   -806.9150      Schwarz Bayesian Criterion   -828.8694
DW-statistic             1.9960      System Log-likelihood        -2023.8
*****
Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 12.0271[.444]*F( 12, 111)= .88313[.566]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .011974[.913]*F( 1, 122)= .010587[.918]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 285.9287[.000]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 1.0190[.313]*F( 1, 136)= 1.0117[.316]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

Tab 18 - VECM – 2. rovnice modelu 3

```

ECM for variable CZVMV estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)
*****
Dependent variable is dCZVMV
138 observations used for estimation from 1995M7 to 2006M12
*****
Regressor                Coefficient                Standard Error                T-Ratio[Prob]
Intercept                -3477.2                    1612.8                        -2.1560[.033]
dCPVKS1                  -.68988                    2.0999                        -.32854[.743]
dCZVM1                   .50575                     .086272                       5.8623[.000]
dCPVKS2                  4.2619                     2.1868                        1.9490[.054]
dCZVM2                   -.53521                     .093385                       -5.7312[.000]
dCPVKS3                  -2.9148                     2.2597                        -1.2899[.200]
dCZVM3                   .20430                      .10074                        2.0280[.045]
dCPVKS4                  -2.4667                     2.2670                        -1.0881[.279]
dCZVM4                   -.28250                      .089804                       -3.1457[.002]
dCPVKS5                  5.7375                      2.2226                        2.5814[.011]
dCZVM5                   .14641                      .080659                       1.8152[.072]
ecm1(-1)                 .68436                      .49032                        1.3957[.165]
DUM1                     1747.4                      551.6975                      3.1674[.002]
DUM2                     -1536.6                      594.1473                      -2.5863[.011]
SIN2PI                   2742.8                      622.6413                      4.4051[.000]
*****
List of additional temporary variables created:
dCZVMV = CZVMV-CZVMV(-1)
dCPVKS1 = CPVKS(-1)-CPVKS(-2)
dCZVM1 = CZVMV(-1)-CZVMV(-2)
dCPVKS2 = CPVKS(-2)-CPVKS(-3)
dCZVM2 = CZVMV(-2)-CZVMV(-3)
dCPVKS3 = CPVKS(-3)-CPVKS(-4)
dCZVM3 = CZVMV(-3)-CZVMV(-4)
dCPVKS4 = CPVKS(-4)-CPVKS(-5)
dCZVM4 = CZVMV(-4)-CZVMV(-5)
dCPVKS5 = CPVKS(-5)-CPVKS(-6)
dCZVM5 = CZVMV(-5)-CZVMV(-6)
ecm1 = 1.0000*CPVKS - .026438*CZVMV + 1.6745*Trend
*****
R-Squared                .57726      R-Bar-Squared                .52914
S.E. of Regression       1951.1      F-stat.      F( 14, 123)     11.9969[.000]
Mean of Dependent Variable 11.3478      S.D. of Dependent Variable 2843.4
Residual Sum of Squares  4.68E+08      Equation Log-likelihood      -1233.4
Akaike Info. Criterion   -1248.4      Schwarz Bayesian Criterion   -1270.3
DW-statistic             1.9667      System Log-likelihood        -2023.8
*****
Diagnostic Tests
*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version
*****

```

```

*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 17.7697[.123]*F( 12, 111)= 1.3671[.192]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .31893[.572]*F( 1, 122)= .28260[.596]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 1.9076[.385]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .10319[.748]*F( 1, 136)= .10177[.750]
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

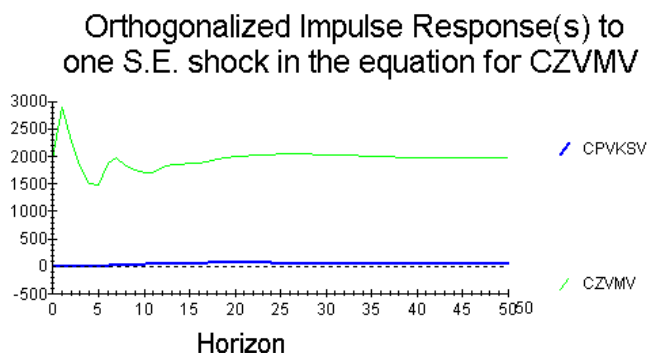
5.2.3.2. Impulse-Response analýza modelu 3

Výsledky analýzy povahy cenové transmise s využitím impulse-response analýzy jsou uvedeny v následující části kapitoly.

Graf 17 znázorňuje reakci ceny zemědělských výrobců vepřového masa na inovace v CZVMV. Je zřejmé, že CZVMV reaguje pozitivně na inovaci v CZVMV v celém sledovaném období. Od 2. měsíce však začíná intenzita reakce CZVMV na inovaci v CZVMV klesat (do 5. měsíce). Od 12. měsíce pokračuje opět nárůst CZVMV na výše uvedenou inovaci. Z Grafu 17 dále vyplývá, že od 28. měsíce po inovaci dochází k pozvolnému poklesu CZVMV na inovaci v CPVKSV a reakce se postupně vyčerpává.

CPVKSV reaguje na inovaci CZVMV v prvních sedmi měsících negativně, minima je dosaženo ve třetím měsíci po inovaci. Od 8. měsíce lze chování CVPKSV na inovaci v CZVMV charakterizovat pozvolným nárůstem, který setrvává až do 21. měsíce a je vystřídán opět mírným poklesem. Intenzita reakce se však od 8. měsíce pohybuje v intervalu kladných hodnot.

Graf 17 - I-R analýza reakce na inovace v CZVMV



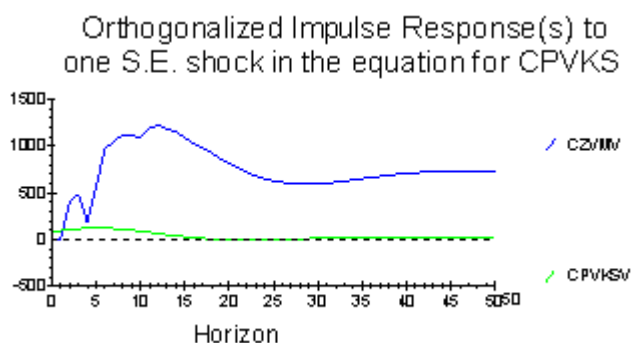
Zdroj: vlastní výpočty

Reakce obou proměnných (CPVKSV a CZVMV) na inovaci v CPVKSV (Graf 18) je s výjimkou prvního měsíce u proměnné CZVMK a 20. až 26. měsíce u CPVKSV pozitivní v průběhu celého časového horizontu. Reakce CZVMV na inovaci v CPVKSV je vyjma prvních dvou měsíců výrazně nad výší (intenzitou) CPVKSV. V průběhu

celého sledovaného období dochází k určitému kolísání co do síly (intenzity). Pozitivní vývoj CZVMV na inovaci v CPVKSV je do 15. měsíce, dále následuje po dobu dalších 13ti měsíců mírný pokles, který je opět ve 29. měsíci vystřídán pozvolným nárůstem ve velikosti reakce.

Reakce CPVKSV na inovaci v CPVKSV je do 5. měsíce rostoucí, následně klesá do 22. měsíce po inovaci, kde dosahuje svého minima v intervalu záporných hodnot. Intenzita CPVKSV na výše uvedenou inovaci v dalším sledovaném období narůstá, a to do 40. měsíce. Stejně jako v případě vlivu proměnných na inovaci v CZVMV, tak i v případě vlivu inovace CPVKSV lze konstatovat, že se intenzita reakcí postupně vyčerpává a systém v dlouhém období směřuje k rovnováze.

Graf 18 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSV



Zdroj: vlastní výpočty

Z dlouhodobého hlediska lze konstatovat, že ceny směřují k rovnováze, přičemž délka návratu do rovnovážného stavu je u jednotlivých inovací obdobná (33 měsíců). Jak cena průmyslových výrobců krmných směsí pro prasata tak i cena zemědělských výrobců masa vykazují dlouhodobě nejvyšší variabilitu ve srovnání s ostatními analyzovanými sektory (drůbež, skot).

Z rozboru charakteristik a výsledků VECM(6) a cenové transmise vyplývá, že zpoždění modelu koresponduje s délkou celého výrobního cyklu (tj. od narození po porážku). Neboť průměrná délka výkrmu od narození do porážkové hmotnosti (108 - 112 kg) je v průměru 175 dní.

Z povahy cenové transmise vyplývá dlouhodobý vztah mezi analyzovanými cenami, avšak jeho statistická významnost byla prokázána pouze jednosměrně. To poukazuje na skutečnost, že zatímco CZVMV statisticky významně ovlivňuje CPVKSV, cena krmné směsi však již statisticky významně cenu jatečných prasat

neovlivňuje. Tato skutečnost může do určité míry naznačovat, že článek na nižším stupni výrobní vertikály (zemědělská prvovýroba – výkrm) má menší a pomalejší „přizpůsobovací“ procesy v případě inovace (tržního šoku).

To může být rovněž důsledkem toho, že CZVMV koresponduje s cenou v EU, tj. s cenou importu, neboť v sektoru chovu vepřového masa je import v rámci EU poměrně významný. V případě, kdy je CZVMV nízká, dochází k nárůstu exportu selat.

Výsledky zároveň naznačují, že ačkoli zemědělci zaznamenávají změnu ceny krmné směsi, přesto přenášejí tuto změnu výrobních nákladů (cenu krmné směsi) do změny ceny finálního produktu mnohem pomaleji a zpravidla s velmi nízkou intenzitou. Lze tak usuzovat na mechanismus řízení ceny „shora“, tj. na shora – vyšším článkem výrobní vertikály - řízenou vertikálu.

Vzhledem k relativně delšímu výrobnímu cyklu např. ve srovnání s výkrmem drůbeže má dodavatelský trh (tj. výrobci krmných směsí pro prasata) v kategorii výkrmu nad 65 kg dostatek času na přizpůsobovací procesy a to z několika důvodů. Jedním z nich může být skutečnost, že na základě stavů zvířat a výkrmu v kategorii A2 (30 – 65 kg) lze odhadnout potřebu krmných směsí pro navazující kategorii A3. Budeme-li předpokládat, že cena masa ovlivňuje velikost výkrmu (zájem zemědělců o výkrm a tím i počty zvířat ve výkrmu), potom s výkrmem související poptávka po výrobním faktoru – krmné směsi spoluutváří cenu krmných směsí.

5.2.3.3. Dekompozice rozptylu modelu 3

Výsledky analýzy dekompozice rozptylu jsou sumarizovány do tabulky 19, 20 a přílohy 8.2. Výsledky dekompozice rozptylu první rovnice (Tab 19) poukazují, že v 1. měsíci připadá na CPVKSV 97,88% vliv na chybu prognózy, zbývající podíl (2,12 %) je charakteristický pro CZVMV. Proměnná CPVKSV má nejvyšší vysvětlovací schopnost v chybě prognózy CPVKSV ve výši 98,81 %, a to v 8. měsíci. Od tohoto měsíce zároveň postupně narůstá vliv vysvětlovací schopnosti v chybě prognózy CPVKSV u proměnné CZVMV – ve 20. měsíci je to již 17,51 %, ve 30. měsíci téměř dvojnásobek (31,53 %) a ve 45. měsíci je vysvětlovací schopnost CZVMV na úrovni 40,15 %. S nárůstem vysvětlovací schopnosti CZVMV klesá vysvětlovací schopnost CPVKSV.

Tab 19 – Dekompozice rozptylu 1. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSV
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
*****
138 observations from 1995M7 to 2006M12. Order of VAR = 6, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMV          CPVKSV          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1           DUM2           SIN2PI
*****
List of imposed restrictions:
Al=1;
*****
Horizon  CZVMV          CPVKSV
0        .021234        .97877
1        .017857        .98214
2        .023799        .97620
3        .022643        .97736
4        .018999        .98100
5        .017106        .98289
6        .015016        .98498
7        .013025        .98697
8        .011927        .98807
9        .012486        .98751
10       .015298        .98470
15       .071892        .92811
20       .17512         .82488
25       .26063         .73937
30       .31530         .68470
35       .35007         .64993
40       .37643         .62357
45       .40153         .59847
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky dekompozice rozptylu 2. rovnice (Tab 20) ukazují, jak se jednotlivé proměnné v rovnici podílejí na chybě prognózy CZVMV. V prvním (nultém) období připadá 100 % na CZVMV, CPVKSV nemá žádnou vysvětlivací schopnost v chybě prognózy CZVMV. V průběhu dalších 17. měsíců klesá vysvětlivací schopnost CZVMV na 79,43 %. V dalších měsících velmi pozvolna narůstá a ve 45. měsíci dosahuje hodnoty 85,05 %. Naopak vysvětlivací schopnost CPVKSV v chybě prognózy CZVMV klesá ze svého maxima (20,57 %) na 14,96 % ve 45. měsíci.

Tab 20 – Dekompozice rozptylu 2. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CZVMV
Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
*****
138 observations from 1995M7 to 2006M12. Order of VAR = 6, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMV          CPVKSV          Trend
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1           DUM2           SIN2PI
*****
List of imposed restrictions:
Al=1;
*****
Horizon  CZVMV          CPVKSV
0        1.0000        0.00

```

1	1.00000	.1550E-7
2	.99129	.0087110
3	.98157	.018432
4	.98187	.018127
5	.97095	.029052
6	.94311	.056889
7	.91847	.081534
8	.89412	.10588
9	.87448	.12552
10	.85802	.14198
15	.79929	.20071
20	.79810	.20190
25	.81592	.18408
30	.83237	.16763
35	.84260	.15740
40	.84776	.15224
45	.85045	.14955

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky dekompozice rozptylu obou rovnic modelu ukazují na interakci mezi proměnnými v krátkém i dlouhém časovém období. V chybě prognózy jak CZVMV, tak i CPVKSV hraje rozhodující roli cena zemědělských výrobců vepřového masa a lze tak usuzovat na charakter poptávkově řízené vertikály (obdobně jako např. v případě modelu 2).

5.2.4. Analýza cenové transmise modelu 4

Následující kapitola obsahuje výsledky analýzy cenové transmise modelu 4, které jsou rozčleněny do tří dílčích částí: charakteristika modelu a jeho výsledky, impulse-response analýza a dekompozice rozptylu.

5.2.4.1. Charakteristika a výsledky modelu 4

Na základě modelu 4 byly analyzovány vztahy mezi CPV krmné směsi⁶⁴ pro skot a CZV hovězího masa – býci jateční tř. A. Konstrukce modelu vychází z následující hypotézy: jestliže vzroste CPV krmné směsi pro skot, pak za předpokladu fungující cenové transmise dochází k růstu CZV hovězího masa, neboť krmné směsi představují významnou nákladovou položku ve výkrmu a růst výrobních nákladů by měl být promítnut do ceny finálního produktu.

Znamená to, že dojde-li na trhu zemědělských výrobců k nabídkovému šoku (např. vlivem zvýšení ceny krmiva – krmné směsi), potom za jinak stejných podmínek dojde k posunu nabídkové křivky. Potom zvýšení ceny výrobního faktoru - krmné směsi - může vést u některých ekonomických subjektů operujících v oblasti výkrmu ke

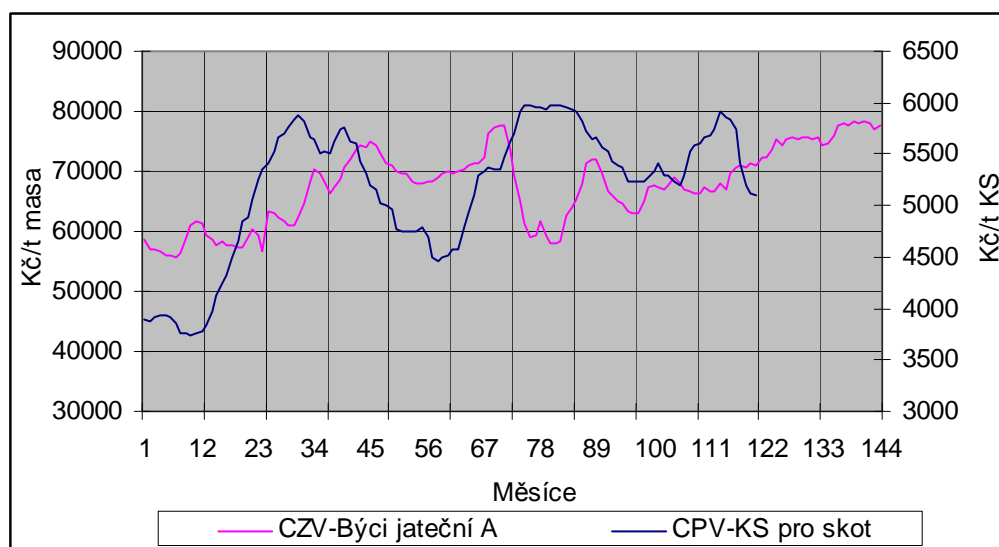
⁶⁴ Krmné směsi jsou zde chápány v širším slova smyslu, tzn. jako součet krmných směsí a koncentrátů.

krátkodobé či dlouhodobé ztrátovosti v důsledku toho, že cena vyráběného produktu (hovězí maso) nedosahuje minimální cenové hranice⁶⁵ a promítá se následně do záporné rentability výkrmu. S ohledem na dynamický charakter tržního prostředí, racionálního chování ekonomických subjektů a reakce trhu (tj. nabízejících i poptávajících subjektů) je zřejmé, že nabídkový šok nezůstane bez odezvy.

S ohledem na působení dynamických faktorů bude zpravidla docházet s určitým časovým zpožděním k přizpůsobování se trhu, a to jak ze strany nabízejících tak i poptávajících subjektů.

Podkladová data ve formě časových řad za období 1995 až 2004⁶⁶ resp. 2006 znázorňuje s měsíční periodicitou graf 19.

Graf 19 – Vývoj CZVMH a CPVKSH (v Kč/t)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Cena zemědělských výrobců hovězího masa vykazuje nižší variabilitu (9,41 %) v porovnání s variabilitou ceny průmyslových výrobců krmných směsí pro skot (12,65 %). Variabilita opět meziročně kolísá u obou druhů cen – u CZVMH nejvíce v roce 1997 a 2002, nejméně v roce 1999 a 2005, u CPVKSH nejvíce v roce 1996 a 2000, nejméně v roce 2001 a 1995.

⁶⁵ Tzn., že CZVMH je pod úrovní minimálních jednotkových nákladů v dlouhém období, resp. pod úrovní minima jednotkových variabilních nákladů v krátkém období.

⁶⁶ Sledování CPV krmných směsí používaných k výkrmu skotu (telata, žír, dojnice) bylo v časové řadě 1995 – 2007 neúplné, proto bylo nutné vybrat reprezentanta, který byl sledován nepřetržitě v časové řadě. Z tohoto důvodu byla pro analýzu zvolena krmná směs pro dojnice, jejíž sledování bylo ukončeno v roce 2004. Ve struktuře spotřeby KS pro skot zaujímá spotřeba KS pro dojnice 80% podíl. Pro analýzu cenové transmise je přijat předpoklad, že cena průmyslových výrobců KS pro dojnice vykazuje stejné vývojové tendence jako cena průmyslových výrobců pro ostatní kategorie zvířat v rámci chovu skotu.

Výpočet sezónních indexů dle vztahu (25) CZV hovězího masa (CZVMH) v Kč/t a CPV krmné směsi pro skot (CPVKSH) v Kč/t jatečné hmotnosti (měsíční časové řady od roku 1995 do roku 2004) potvrdil, že časové řady obsahují sezónní složku. Hodnoty vypočítaných sezónních indexů CZVMH se pohybovaly v intervalu 98,83 – 101,84, v případě CPVKSH v intervalu 98,51 – 100,69. V souvislosti s touto skutečností byly do modelu přidány umělé proměnné (DUM1B a DUM2B).

Podkladová data se na základě výsledků ADF testu (příloha 8.1.) pro model s konstantou a trendem v kointegračním vektoru jeví jako nestacionární a tudíž integrována řádu I(1). Na základě výsledků testování zpoždění modelu s dvěma endogenními proměnnými (CZVMH a CPVKSH) a dvěma exogenními (umělými) proměnnými (DUM1B – umělá proměnná k CZVMH, DUM2B – umělá proměnná k CPVKSH) byl stanoven řád modelu: $p = 2$. Výběr zpoždění byl proveden na základě maximalizace SBC kritéria⁶⁷.

Na základě navrženého metodického aparátu bylo dále přistoupeno k řešení VECM(2). Test kointegrace VECM(2) potvrzuje na hladině významnosti 5 % alternativní hypotézu H_A o počtu kointegračních vektorů, kdy $r = 1$. Výsledky testu kointegrace tak potvrzují existenci 1 kointegračního vektoru mezi proměnnými a existenci dlouhodobého vztahu mezi nimi (Tab 21).

Tab 21 - Test kointegrace (LR test - max. charakteristické číslo)

```
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMH          CPVKSH          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1B          DUM2B
List of eigenvalues in descending order:
.19234         .053433         .0000
*****
Null      Alternative      Statistic      95% Critical Value      90%Critical Value
r = 0      r = 1              25.2066        15.8700                13.8100
r <= 1     r = 2              6.4798         9.1600                 7.5300
*****
Zdroj: vlastní výpočty
```

Tab 22, Tab 23 uvádějí výsledky odhadu parametrů modelu a výsledky testování kvality modelu. Na základě výsledků statistických testů lze konstatovat, že parametry modelu se zdají být nestranné a konzistentní.

⁶⁷ Vzhledem k tomu, že hodnota AIC kritéria byla pro VAR(2) i VAR(3) shodná, bylo rozhodnuto na základě SBC kritéria, dle kterého se jako vhodnější jeví délka zpoždění 2 období.

Koeficient determinace R^2 první rovnice modelu poukazuje na skutečnost, že změny CZVMH jsou z 33,6 % vysvětlitelné zvolenou regresí; v případě druhé rovnice jsou změny CPVKSH vysvětlitelné z 24,38 %.

Při testování vlastností modelu na základě diagnostických testů bylo zjištěno, že je v obou rovnicích modelu zamítnuta hypotéza o autokorelaci reziduí a dále je v rovnicích splněn předpoklad konečného a konstantního rozptylu reziduí (tj. zamítnutí hypotézy o výskytu heteroskedasticity). Test funkční formy ukazuje na správnou volbu analytického tvaru modelu. Předpoklad normality byl splněn pouze ve druhé rovnici, kde nebyla zamítnuta hypotéza o normálním rozdělení náhodné složky.

Výsledky kointegrační analýzy vycházejí obdobně jako v předchozích modelech z testování strukturních hypotéz. Kointegrační vektor byl normalizován k proměnné CZVMH (tj. $A1 = 1$). Normalizovaný kointegrační vektor (CZVMH; CPVKSH; Konstanta), tj. (1,0000; -1,0861; -56 946,1) charakterizuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi analyzovanými proměnnými. Výsledky ukazují, že CPVKSH ovlivňuje CZVMH pozitivně, což je v souladu s definovanou hypotézou, kdy růst ceny hovězího masa povede k zájmu producentů o výrobu hovězího masa, tedy k růstu nabídky, která se projeví v růstu poptávky po krmné směsi. Znamená to, že jednotková změna v CPVKSH (růst CPVKSH o 1 Kč/t) povede k růstu CZVMH (o 1,09 Kč/t). Hodnota konstanty ukazuje průměrnou CZV hovězího masa, tj. 56 946,1 Kč/t jatečné hmotnosti.

Z výsledného kointegračního vektoru je zřejmý dlouhodobý vztah mezi CZVMH a CPVKSH. Znamená to, že se tyto ceny v dlouhém období určitým způsobem ovlivňují. Statisticky významný je kointegrační vektor (ecm1) pouze v první rovnici, což vyplývá z výsledků Tab 22, 23. Znamená to, že CPVKSH statisticky významně ovlivňuje CZVMH, avšak vliv CZVMH na CPVKSH prokázán nebyl. V případě vlivu CPVKSH na CZVMH je nutné si uvědomit, že krmné směsi tvoří pouze jednu z částí krmné dávky, která je ve výkrmu skotu využívána a výsledky modelu naznačují, že cena krmné směsi ovlivňuje velikost nákladů výkrmu.

Tab 22 - VECM – 1. rovnice modelu 4

```
ECM for variable CZVMH estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCZVMH
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dCZVMH1	.35496	.078956	4.4957[.000]
dCPVKSH1	-2.4365	1.2602	-1.9334[.056]
ecm1(-1)	-.18252	.035204	-5.1846[.000]

```

DUM1B                1358.4                368.1312                3.6900[.000]
DUM2B                497.4165              227.7705                2.1838[.031]
*****
List of additional temporary variables created:
dCZVMH = CZVMH(-1)
dCZVMH1 = CZVMH(-1)-CZVMH(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVMH -1.0861*CPVKSH -56946.1
*****
R-Squared                .33634      R-Bar-Squared                .31285
S.E. of Regression      1366.2      F-stat.      F( 4, 113)    14.3169[.000]
Mean of Dependent Variable 117.9068    S.D. of Dependent Variable 1648.1
Residual Sum of Squares 2.11E+08    Equation Log-likelihood    -1016.8
Akaike Info. Criterion  -1021.8    Schwarz Bayesian Criterion  -1028.7
DW-statistic            1.8839    System Log-likelihood      -1716.0
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *      LM Version      *      F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 10.2117[.597]*F( 12, 101)= .79738[.652]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 3.1858[.074]*F( 1, 112)= 3.1077[.081]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 105.0016[.000]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .16459[.685]*F( 1, 116)= .16203[.688]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

Tab 23 - VECM – 2. rovnice modelu 4

```

ECM for variable CPVKSH estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)
*****
Dependent variable is dCPVKSH
118 observations used for estimation from 1995M3 to 2004M12
*****
Regressor                Coefficient                Standard Error                T-Ratio[Prob]
dCZVMH1                -.0075223                .0053496                -1.4061[.162]
dCPVKSH1                .46950                .085383                5.4987[.000]
ecm1(-1)                -.4362E-3                .0023852                -.18286[.855]
DUM1B                .44195                24.9425                .017719[.986]
DUM2B                -.58963                15.4325                -.038207[.970]
*****
List of additional temporary variables created:
dCPVKSH = CPVKSH-CPVKSH(-1)
dCZVMH1 = CZVMH(-1)-CZVMH(-2)
dCPVKSH1 = CPVKSH(-1)-CPVKSH(-2)
ecm1 = 1.0000*CZVMH -1.0861*CPVKSH -56946.1
*****
R-Squared                .24382      R-Bar-Squared                .21705
S.E. of Regression      92.5632      F-stat.      F( 4, 113)    9.1088[.000]
Mean of Dependent Variable 10.4836    S.D. of Dependent Variable 104.6097
Residual Sum of Squares 968178.8    Equation Log-likelihood    -699.1715
Akaike Info. Criterion  -704.1715    Schwarz Bayesian Criterion  -711.0982
DW-statistic            2.1818    System Log-likelihood      -1716.0
*****
Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *      LM Version      *      F Version
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 15.5587[.212]*F( 12, 101)= 1.2783[.243]
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .71186[.399]*F( 1, 112)= .67977[.411]
* C:Normality *CHSQ( 2)= 4.2392[.120]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .2541E-4[.996]*F( 1, 116)= .2498E-4[.996]
*****
Zdroj: vlastní výpočty

```

5.2.4.2. Impulse-Response analýza modelu 4

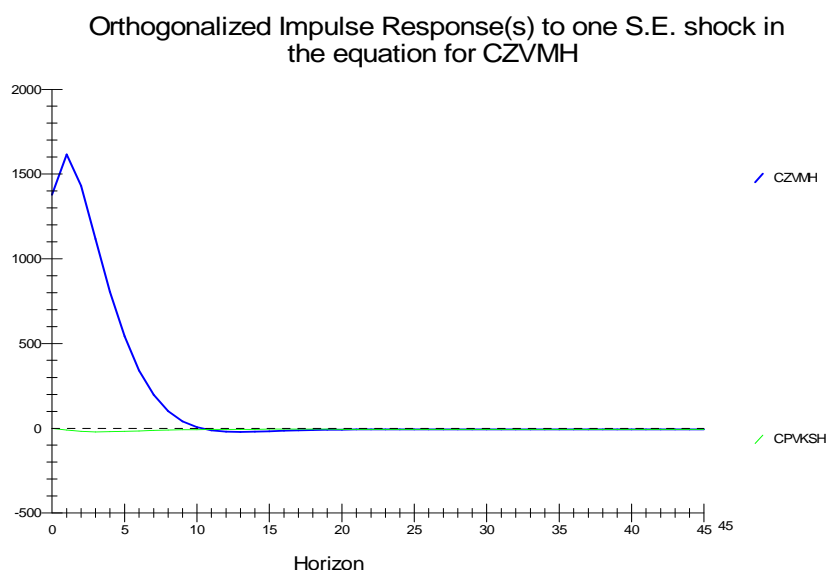
Vybraným metodickým nástrojem pro analýzu cenové transmise byla impulse-response analýza (graf 20, 21).

Z vývoje reakce CZV hovězího masa na inovace v CZVMH vyplývá, že po dvouměsíční pozitivní reakci dochází k poklesu, který setrvává a síla reakce přechází od 11. měsíce do záporných hodnot. Ve 13. měsíci nabývá nejnižší hodnoty, následně pak pozvolna roste, přesto však neustále setrvává na -6,56.

CPVKSH reaguje na inovaci CZVMH negativně, a to po celou dobu sledovaného období (analyzována byla reakce v průběhu 45 měsíců). Intenzita negativní reakce se prohlubuje v prvních třech měsících kdy nabývá svého minima, následně pak mírně roste. Přesto po celou dobu setrvává v záporných hodnotách, těsně nad úrovní CZVMH (-6,04).

Z vývoje reakcí CZVMH a CPVKSH na inovaci v CZVMH je zřejmé, že u obou proměnných slábne a s postupem času se vyčerpává a blíží se tak rovnovážnému stavu.

Graf 20 - I-R analýza reakce na inovace CZVMH

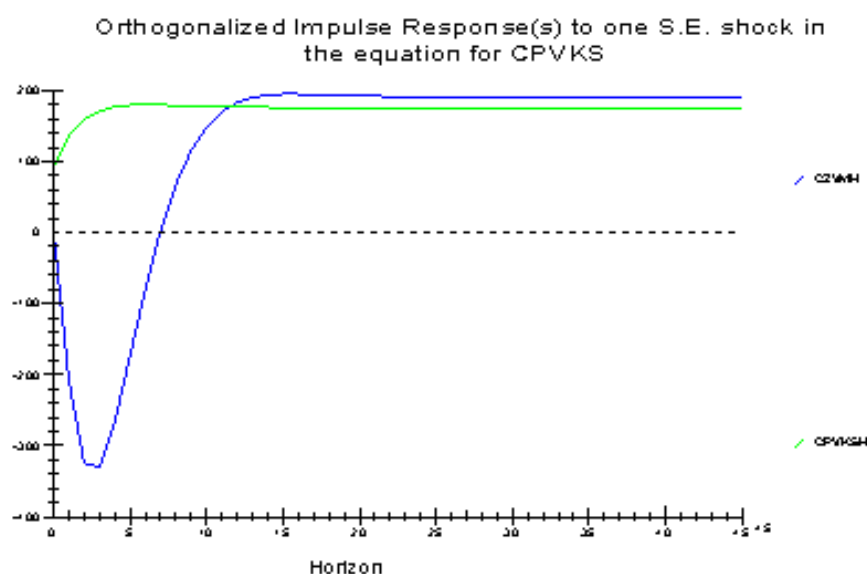


Zdroj: vlastní výpočty

Reakce CZVMH na inovaci v CPVKSH (Graf 21) je v prvních 6 měsících negativní. Minima nabývá ve 3. měsíci. Od 7. měsíce je pak zřejmý nárůst, který převyší CPVKSH po 12 měsících. Po roce se tato reakce v podstatě vyčerpává. CPVKSH reaguje na inovaci v CPVKSH po celou dobu vývoje v intervalu kladných hodnot a v 6. měsíci, nabývá svého maxima. V dalším období je zřejmý velmi mírný pokles, který se zastavuje ve 39. měsíci.

V případě CZVMH a CPVKSH je zřejmé, že dochází k postupnému slábnutí reakcí na obě inovace a systém v dlouhém období směřuje k rovnováze.

Graf 21 - I-R analýza reakce na inovace CPVKSH



Zdroj: vlastní výpočty

Z charakteristik povahy cenové transmise ve zvolené výrobní vertikále vyplývá existence dlouhodobého vztahu mezi cenou zemědělských výrobců hovězího masa a cenou průmyslových výrobců krmných směsí pro skot. Z hlediska statistické významnosti byl jako signifikantní prokázán vliv ceny průmyslových výrobců KS na cenu zemědělských výrobců hovězího masa. Znamená to, že prvovýroba přenáší cenu výrobní směsi do svých výrobních nákladů. Otázkou však zůstává, jakou roli ve výrobních nákladech zaujímá druhá složka krmné dávky. Je zřejmé, že při výkrmu skotu hrají rozhodující úlohu vedle průmyslových krmiv (krmných směsí příp. koncentrátů) také objemná krmiva. Vzhledem k tomu, že objemná krmiva představují pro řadu zemědělských podniků podnikový meziprodukt, vyvstává otázka, zda přenos ceny krmných směsí do ceny masa nemůže způsobovat tlaky na ekonomickou efektivnost výroby podnikového meziproduktu a tím tak vyvolávat tlaky na možnosti snižování této části nákladů výkrmu, jež pak musí být „dotovány“ jinými zdroji nebo odvětvími podniku (např. rostlinnou výrobou).

Cena zemědělských výrobců hovězího masa vykazuje mezi analyzovanými cenami zemědělských výrobců ostatních druhů masa (vepřové a drůbeží) nejnižší míru

variability. Vliv ceny hověžního masa na cenu průmyslových výrobců KS pro skot jako statisticky významný prokázán nebyl. Důvodem této statistické neprůkaznosti vlivu ceny masa na cenu krmných směsí může být např. samotná délka výrobního cyklu, která přesahuje kromě jiného také horizont délky výroby surovin pro krmné směsi. S ohledem na výsledky modelu 1 nelze považovat cenu pšenice za určující determinantu tvorby cen krmné směsi pro skot.

5.2.4.3. Dekompozice rozptylu modelu 4

Výsledky dekompozice rozptylu 1. rovnice (Tab 24) ukazují, jak se jednotlivé proměnné v rovnici podílejí na chybě prognózy CZVMH. V prvním (nultém) období připadá 100 % na CZVMH, CPVKSH nemá žádnou vysvětlivací schopnost v chybě prognózy CZVMH.

V průběhu celého sledovaného období procento vlivu CZVMH klesá – v průběhu 1. roku oproti počátečnímu období o 4,98 %, v průběhu 2. roku meziročně o 4,31 %. Vliv CPVKSH na chybu prognózy narůstá v celém sledovaném období – z 0,9 % v prvním měsíci na 4,97 % v prvním roce (12. měsíci) a následně pak až na 15,84 %.

Tab 24 – Dekompozice rozptylu 1. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CZVMH
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMH          CPVKSH          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1B          DUM2B
*****
List of imposed restrictions: A1=1;
*****
Horizon  CZVMH      CPVKSH
0        1.0000      0.00
1        .99041     .0095935
2        .97775     .022254
3        .96804     .031965
4        .96265     .037355
5        .96070     .039304
6        .96054     .039455
7        .96071     .039291
8        .96027     .039728
9        .95889     .041106
10       .95662     .043383
15       .93908     .060919
20       .92091     .079092
25       .90383     .096173
30       .88743     .11257
35       .87162     .12838
40       .85636     .14364
45       .84163     .15837
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Ve druhé rovnici (Tab 25) připadá v 1. měsíci na proměnnou CPVKSH 99,15% vliv na chybu prognózy, zbývající podíl (0,85 %) je charakteristický pro CZVMH. Vliv proměnné CPVKSH v chybě prognózy CPVKSH převyšuje 98,5 % po celé hodnocené období. Vliv CZVMH na vysvětlovací chybu prognózy CPVKSH je velmi malý a nepřevyšuje 1,5 %. Nejvyšší vliv lze zaznamenat ve 4. měsíci.

Tab 25 – Dekompozice rozptylu 2. rovnice

```

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable CPVKSH
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****
118 observations from 1995M3 to 2004M12. Order of VAR = 2, chosen r =1.
List of variables included in the cointegrating vector:
CZVMH          CPVKSH          Intercept
List of I(0) variables included in the VAR:
DUM1B          DUM2B
*****
List of imposed restrictions:
A1=1;
*****
Horizon  CZVMH          CPVKSH
0         .8473E-6         1.00000
1         .0042472        .99575
2         .0085744        .99143
3         .010951         .98905
4         .011676         .98832
5         .011430         .98857
6         .010736         .98926
7         .0099022        .99010
8         .0090815        .99092
9         .0083361        .99166
10        .0076829         .99232
15        .0055379         .99446
20        .0044386         .99556
25        .0037849         .99622
30        .0033502         .99665
35        .0030397         .99696
40        .0028070         .99719
45        .0026259         .99737
*****

```

Zdroj: vlastní výpočty

Výsledky dekompozice rozptylu obou rovnic modelu ukazují na interakci mezi proměnnými v krátkém i dlouhém časovém období. V chybě prognózy CZVMH hraje rozhodující úlohu právě CZVMH, avšak tato cena již nehraje rozhodující roli v chybě prognózy CPVKSH (její vliv je velmi nízký – 0,3 %).

5.3. Model optimalizace spotřeby pšenice v krmných směsích

Následující kapitola je věnována výsledkům modelu optimalizace výroby krmných směsí. Optimalizační model byl sestaven a kvantifikován pro potřebu analýzy složení krmných směsí s důrazem na obsah pšenice v krmných směsích pro různé kategorie hospodářských zvířat.

Model je variantně strukturován do tří částí:

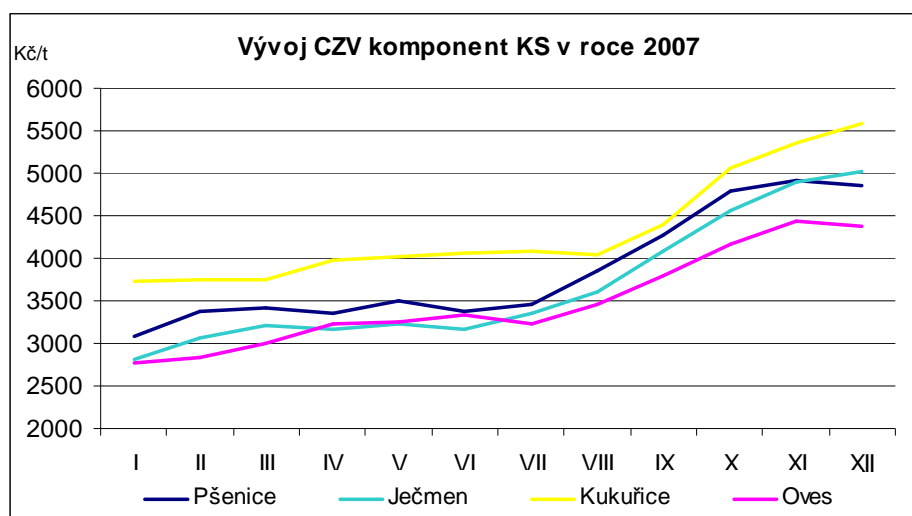
1. technická omezení – model je zaměřen na možnosti užití pšenice v krmných směsích pro jednotlivé kategorie hospodářských zvířat na základě tzv. technických omezení, tj. ve vazbě na maximální limity zastoupení pšenice v krmných směsích, stravitelnost, nutriční hodnoty apod.; veškeré komponenty krmných směsí vstupují do modelu s nulovou cenou;
2. alokační efektivnost pšenice – tj. optimalizační model užití pšenice v krmných směsích s ohledem na technická a ekonomická omezení, kdy jsou respektovány kromě technických omezení také ceny komponent krmných směsí a v modelu je splněna podmínka minimalizace nákladů na suroviny, resp. krmnou směs;
3. analýza stínových cen, tj. změny ve struktuře spotřeby pšenice v závislosti na změně ceny pšenice.

Výsledky modelu představují potřebu surovin pro výrobu krmných směsí vycházející z reálné typologie a užití krmných směsí v chovu hospodářských zvířat v České republice (konkrétní typologie krmných směsí i postup přepočtu podílu jednotlivých komponent na naturální vyjádření (tuny) jsou uvedeny v kapitole 3.2.).

Vzhledem k tomu, že výsledky optimalizačního modelu uváděné pod body ad 2. a ad 3. obsahují vedle technických omezení také ceny komponent krmných směsí (CZV), je účelné právě s ohledem na náklady podrobněji nastínit cenový vývoj vybraných komponent krmných směsí ve zvoleném období⁶⁸ (Graf 22 - 24). Zároveň také ve vazbě na alokační efektivnost komodity pšenice je žádoucí analyzovat cenový vývoj komponent krmných směsí, které lze do určité míry u některých kategorií hospodářských zvířat považovat za vzájemné substituty. A právě při výrobě krmných směsí může cena komponent krmných směsí ovlivňovat nejen složení krmné směsi, ale i její kvalitu promítající se do užitečnosti zvířat.

⁶⁸ V následujícím textu je věnována pozornost cenovému vývoji komponent krmných směsí v roce 2007, neboť tyto ceny jsou podkladem pro výpočet optimalizačního modelu. Dlouhodobý cenový vývoj pšenice je pak obsahem kapitoly 4.5.1.

Graf 22 - CZV vybraných obilovin v roce 2007



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Vývoj cen obilovin je znázorněn pomocí čtyř základních druhů krmných obilovin – pšenice, ječmene⁶⁹, ova a kukuřice (Graf 22). Nárůst cen pšenice v závěru roku 2006 přetrval i v roce 2007, kdy v lednu překročil hranici 3 000 Kč/t krmné pšenice. Tato cenová hranice byla v průběhu roku 2007 neustále navyšována, cena za tunu krmné pšenice v prosinci dosáhla na 4 680 Kč. Nejnižší cena byla v roce 2007 v měsíci lednu (tj. 3 085 Kč/t), nejvyšší v listopadu (4 908 Kč/t). V následujícím roce (2008) pak vykazovala CZV pšenice neustálý nárůst nad úroveň 5 000 Kč/t, který přetrval až do sklizně 2008. Z hlediska průměrných cen kalendářního roku lze konstatovat, že průměrná CZV pšenice za rok 2007 byla nejvyšší ve srovnání s předchozími 7 lety. Hranici 3 000 Kč/t však převýšila průměrná cena např. i v roce 2001 a 2004, následně pak i v roce 2008.

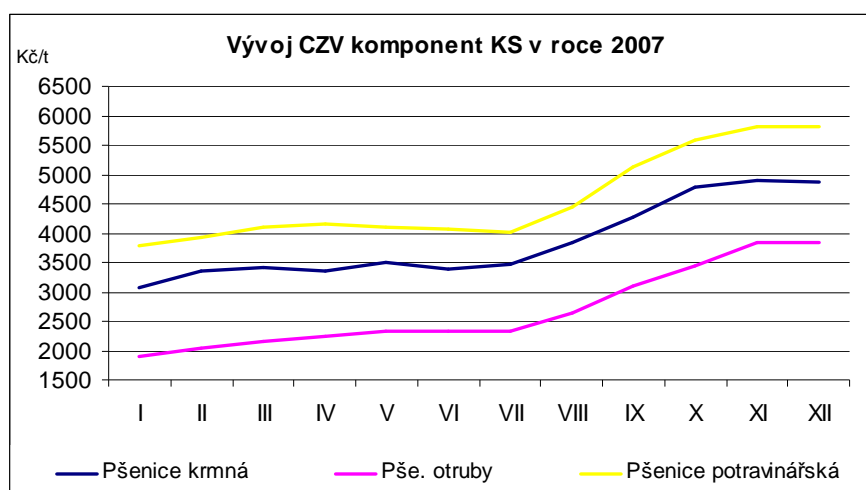
Obdobný vývoj jako u pšenice lze pozorovat také u ostatních krmných obilovin. Ceny ječmene v roce 2007 s výjimkou měsíce ledna (2 812 Kč/t) rovněž převyšovaly hranici 3 000 Kč/t. Nejvyšší ceny jsou zřejmé ve třetí třetině roku 2007, neboť od měsíce září se ceny pohybovaly nad 4 000 Kč/t a v prosinci cena ječmene převýšila cenu pšenice krmné (o 163 Kč/t). Cenový vývoj ova v roce 2007 do značné míry kopíroval obdobné vývojové tendence jako CZV ječmene, nicméně hodnotově převýšil cenu ječmene pouze ve třech měsících – dubnu, květnu a červnu. Od června byly patrné zvyšující se difference mezi CZV ova a ječmene a vzdalování se těchto cen.

⁶⁹ Mezi krmnými obilovinami zaujímá své místo také tritikále. Vzhledem k tomu, že cenový vývoj tritikále kopíruje cenový vývoj ječmene, není v grafu tato komponenta uváděna.

Na vývoj trhu v roce 2007 reagovala i CZV kukuřice, která z 3 738 Kč/t na začátku roku (v měsíci lednu) vzrostla na 5 590 Kč/t. Průměrná cena kukuřice tak v roce 2007 činila 4 319 Kč/t a převýšila průměr předchozích sedmi let. V roce 2008 pokračoval stejně jako u většiny komodit další nárůst cen.

Z hlediska komponent krmných směsí nelze opomenout ani vedlejší produkty vznikající při zpracování pšenice potravinářské. Jedná se zejména o pšeničné otruby, které mají své využití v krmivářském průmyslu. Cenový vývoj této komponenty krmných směsí v porovnání s CZV hlavního produktu (pšenice) je uveden v grafu 23. Z průběhu cenového vývoje v roce 2007 je zřejmé, že cena pšeničných otrub kopírovala cenový vývoj jak pšenice krmné, tak i pšenice potravinářské. Z porovnání měsíčních CZV těchto komodit v roce 2007 dále vyplývá, že se cena pšeničných otrub pohybovala v průměru na úrovni 58 % ceny pšenice potravinářské a 69 % ceny pšenice krmné.

Graf 23 - Cenový vývoj vybraných komponent krmných směsí v roce 2007



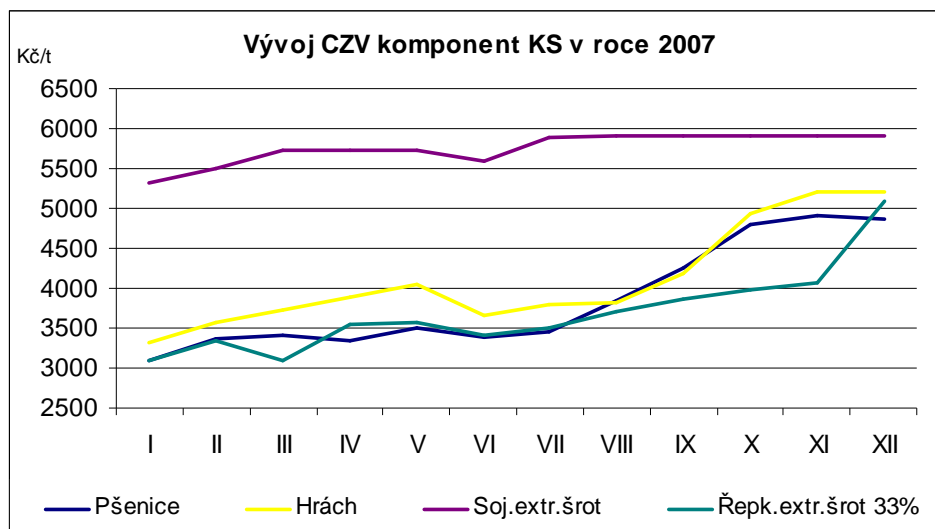
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Mezi významné komponenty krmných směsí lze řadit zároveň extrahované šroty, některé luskoviny či píce, jejichž cenový vývoj znázorňuje graf 24. Vývoj ceny importovaného sójového extrahovaného šrotu nezaznamenal v roce 2007 takové cenové výkyvy jako tomu bylo v případě „domácích“ CZV ostatních surovin pro výrobu krmných směsí.

CZV hrachu v roce 2007 poukazuje na mírný pokles v předsklizňovém období, následovaný růstem cen, od července nad úroveň CZV pšenice. CZV řepkového extrahovaného šrotu převýšila cenu pšenice v dubnu – červenci, následně v prosinci

2007. Průměrná cena řepkového extrahovaného šrotu za rok 2007 činila 3 692 Kč/t a je v dané roce pod průměrem CZV pšenice.

Graf 24 - Cenový vývoj vybraných komponent krmných směsí v roce 2007



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Pozn. Sojový extr. šrot – jedná se o ceny importu

Poměr CZV pšenice krmné k CZV vybraných komodit v roce 2007 poukazuje na cenovou konkurenceschopnost pšenice (graf 25). Konkurenceschopnost pšenice vůči sójovému extrahovanému šrotu byla v průběhu roku 2007 nejvyšší v měsících lednu (0,58), březnu a červenci (0,59), naopak nejnižší v závěru roku – říjnu, listopadu a prosinci (0,80 – 0,83). V průběhu celého hospodářského roku zůstává však pšenice vysoce konkurenceschopnou plodinou ve vztahu k sójovému extrahovanému šrotu a tato konkurenceschopnost je s ohledem na ostatní analyzované plodiny nejvyšší. Z hlediska vhodnosti pšenice a sójového extrahovaného šrotu je nutné konstatovat, že existují větší omezení z hlediska použitelnosti sójového extrahovaného šrotu v krmných směsích než je tomu u pšenice. Např. v případě výkrmu prasat je použitelnost pšenice až do výše 80 % obsahu⁷⁰, zatímco u sóji se toto omezení pohybuje na úrovni 10 – 20 % složení krmné směsi. Obdobně lze větší difference mezi využitelností pšenice a sójového extrahovaného šrotu nalézt i při výkrmu drůbeže.

Poměr CZV pšenice ve vztahu k dalším vybraným obilovinám – ječmeni (resp. tritikále) a kukuřici poukazuje na skutečnost, že vyšší konkurenceschopnosti dosahuje pšenice vůči kukuřici. Z grafu 25 je patrné meziroční kolísání, které naznačuje pokles

⁷⁰ Obsah pšenice i jiných komodit se liší v závislosti na kategorii hospodářských zvířat a fázi výkrmu. V případě chovu prasat jsou tak maximální obsahové limity pšenice stanoveny na 50 – 80 %.

konkurenceschopnosti v srpnu, září a říjnu (0,95 – 0,97), naproti tomu nejvyšší konkurenceschopnost byla zjištěna v měsících lednu, dubnu a červnu (0,82 – 0,84). V případě ječmene se poměr CZV pšenice k CZV ječmene pohybuje v průměru na úrovni 1,05, přičemž nejvyšší konkurenceschopnost je zřejmá v prosinci 2007 (0,97), nejnižší v lednu a únoru (1,09 – 1,1). Z hlediska použitelnosti ječmene a pšenice v krmných směsích lze tyto plodiny do určité míry považovat za substituty. Zastoupení pšenice v krmných směsích pro prasata u některých kategorií dosahuje maximálně 50% podílu, zatímco u ječmene lze např. v případě výkrmu⁷¹ či u prasnic březích resp. kojících nalézt ve struktuře krmných směsí maximálně až 70 - 75% podíl ječmene. Nároky na obsahové složení krmných směsí z hlediska maximálního možného použití ječmene či pšenice se u krmných směsí v chovu skotu (dojnice, výkrm) a v chovu drůbeže (výkrm, nosnice) neliší.

Kukuřice jako další komponenta krmných směsí má využitelnost do 50 % obsahu KS v případě chovu prasat (výkrm, chov prasnic). Při výrobě krmných směsí pro odvětví chovu skotu či drůbeže je použitelnost kukuřice zpravidla vyšší (do 80 %).

I přes to, že cenový vývoj tritikále kopíruje cenový vývoj ječmene⁷², nelze to samé tvrdit z hlediska použitelnosti v krmných směsích. Omezená použitelnost tritikále je zřejmá např. při výrobě krmných směsí pro brojlerů (do 20 %), nosnice (do 30 %), pro prasata (dle kategorie zvířat do 40 %). Při výrobě krmných směsí pro skot se použitelnost tritikále výrazně neliší od použitelnosti ječmene či pšenice.

Z ostatních plodin byla analyzována míra konkurenceschopnosti ceny pšenice v krmných směsích ve vztahu k ceně hrachu. Poměrové číslo v jednotlivých měsících poukazuje na vývoj konkurenceschopnosti – nejvyšší konkurenceschopnost pšenice vůči hrachu byla v měsících dubnu a květnu (0,86), nejnižší po sklizni (srpen, září – 1,02).

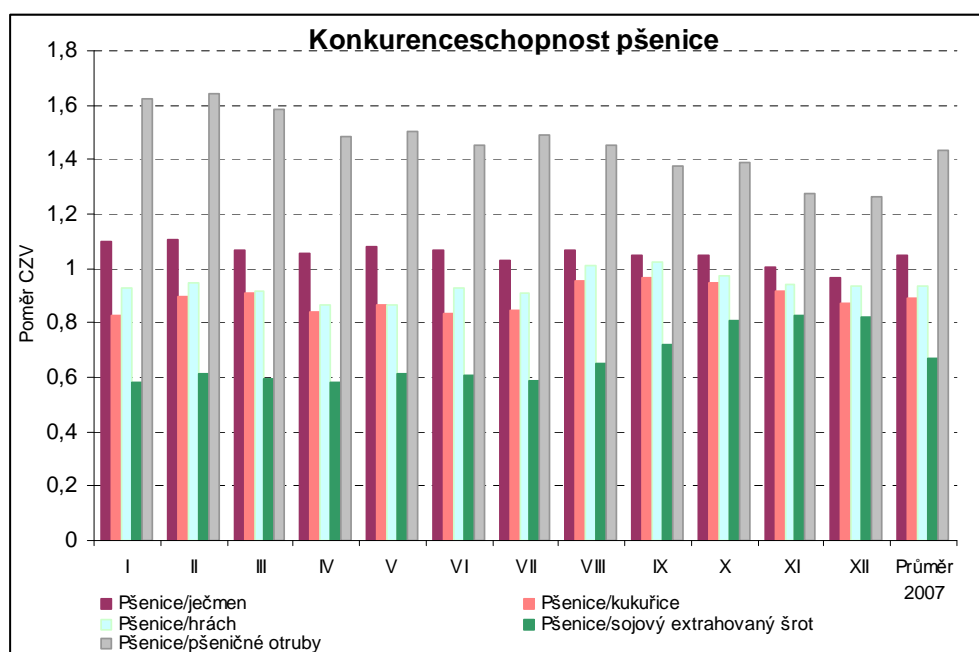
Hrách, stejně jako většina luskovin či olejnin, má v krmných směsích omezenou použitelnost. V případě výroby krmných směsí pro chov prasat se horní hranice procentického zastoupení v krmných směsích pohybuje dle kategorií zvířat na úrovni 5 – 15 %, pro chov skotu na úrovni 10 – 20 % a při výrobě krmných směsí pro drůbež na úrovni 5 – 10 %.

⁷¹ Jedná se o kategorie výkrmu od 35 kg do porážkové hmotnosti (35 – 65 kg; 65 kg – porážková hmotnost).

⁷² Ceny tritikále se zpravidla rovnají cenám ječmene.

Poslední plodinou analyzovanou ve vztahu ke konkurenceschopnosti pšenice v roce 2007 byly pšeničné otruby. Konkurenceschopnost pšenice vůči tomuto produktu mlýnského průmyslu je nejnižší ze všech plodin. I přes to, že poměrové číslo v průběhu roku do určité míry kolísá, neklesá jeho hodnota pod 1,26; průměr se pohybuje ve výši 1,43. V průběhu roku 2007 docházelo v prvním čtvrtletí k mírnému nárůstu konkurenceschopnosti pšenice, nejvyšší konkurenceschopnost pšenice je však zřejmá až v měsíci listopadu a prosinci (1,28). Procentické zastoupení otrub ve složení krmných směsí má opět řadu omezujících podmínek. Nejnižší zastoupení pšeničných otrub uvádí požadavky na krmné směsi pro drůbež (max. 10 %). V krmných směsích pro prasata je použitelnost otrub zpravidla do 20 %, u skotu do 30 – 35 % dle kategorie zvířat.

Graf 25 - Poměr CZV pšenice k CZV zvolených komodit v roce 2007

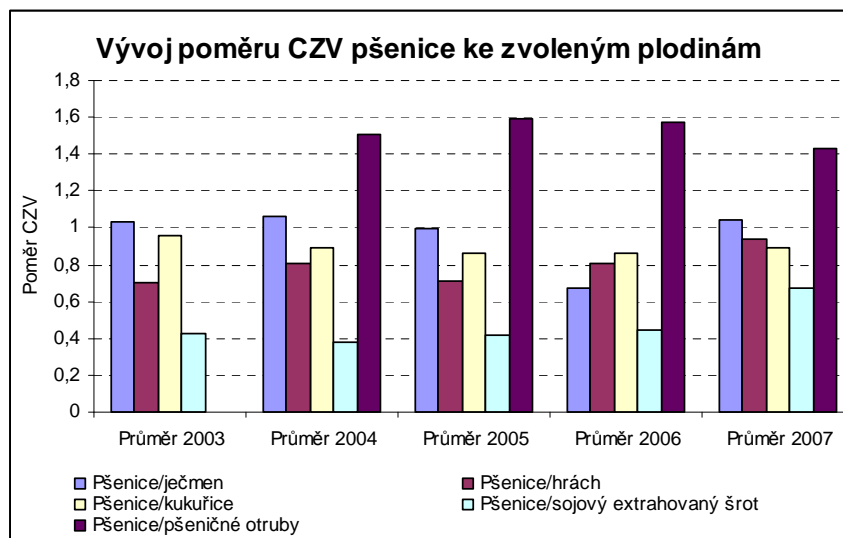


Zdroj: vlastní výpočty

Obdobné výsledky cenového poměru vybraných komponent krmných směsí jako v roce 2007 jsou zřejmé i v období 2003 – 2007 (graf 26). V průběhu hodnoceného období vykazuje pšenice nejnižší poměr CZV k CZV sójového extrahovaného šrotu a lze ji tak považovat za nejvíce konkurenceschopnou z hlediska ceny. Z vývoje cen ječmene a kukuřice ve vztahu k ceně pšenice vyplývá dlouhodobě vyšší konkurenceschopnost ječmene vůči pšenici, zatímco kukuřice je označována za méně

konkurenceschopnou. Cenu pšeničných otrub je možné rovněž charakterizovat jako konkurenceschopnější ve vztahu k ceně pšenice.

Graf 26 - Poměr CZV pšenice k CZV zvolených komodit v letech 2003 - 2007



Zdroj: vlastní výpočty

POZN: CZV otrub v roce 2003 není k dispozici

U všech komponent krmných směsí je zároveň nutné podotknout, že kromě cenových omezení nelze opomíjet ani další omezující podmínky definované s ohledem na využitelnost těchto komponent pro různé kategorie zvířat, stáří zvířat, užitkový směr, obsah živin stravitelnost, apod.

Tab 26 uvádí vybrané živinové ukazatele u pšenice a některých komponent krmných směsí. Jednotlivé komponenty se do určité míry liší obsahem některých aminokyselin i jiných mikroprvků. V disertační práci je uveden výčet pouze základních komponent i živinových ukazatelů, ostatní komponenty i ukazatele byly datově zpracovány v rámci optimalizačního modelu, avšak s ohledem na obsáhlost datové základny nejsou v disertační práci publikovány.

Tab 26 - Živinové ukazatele vybraných komponent krmných směsí

Ukazatel	Jednotky	Pšenice	Ječmen	Kukuřice	Pšeničné otruby	Hrách	Sój.extr. šrot	Řep.extr. šrot
NET ENERGY - prasata	MJ ME	12,89	12,46	13,68	10,1	13,31	13,62	12,35
NET ENERGY - drůbež	MJ ME	14,49	13,41	15,42	7,8	12,16	10,72	7,28
NEL - skot	MJ/kg	7,67	6,59	8,04	6,78	7,14	7,52	6,10
NEV - skot	MJ/kg	8,33	6,90	8,71	7,07	7,59	7,89	6,09
LYSIN	g/kg	4,26	3,77	2,65	5,62	15,73	27,25	21,3
METHIONIN	g/kg	2,49	1,67	1,73	2,2	1,92	6,11	6,2
METHIONIN-CYSTIN	g/kg	5,85	4,3	3,66	5,53	5,24	13,09	12,7
THREONIN	g/kg	4,5	3,07	3,19	4,57	7,78	17,21	16,6
TRYPTOPHAN	g/kg	1,62	1,07	0,72	2,13	1,91	6,12	4,8
VÁPŇÍK	g/kg	0,5	0,8	0,4	1,4	1	2,8	7,8
FOSFOR	g/kg	3,8	3,4	3	9,8	4,3	6,6	12,5
KYS. LINOLOVÁ	%	10,49	9,69	9,86	14,72	5,59	7,75	4,5

Zdroj: Zeman a kol. (2006) a další.

5.3.1. Porovnání výsledků modelu optimalizace výroby krmných směsí se statistickými daty – technická omezení

Výsledky modelu dle technických omezení definovaných pro jednotlivé kategorie hospodářských zvířat uvádí tabulka 27. Dle metodického postupu vstupují veškeré komponenty krmných směsí do procesu optimalizace s nulovou cenou. Přepočtení procentického složení všech krmných směsí optimalizovaných pro jednotlivé kategorie zvířat na naturální vyjádření spotřeby surovin vychází z postupu uvedeného v kapitole 3.2. Základnou pro tento přepočet byla reálná výroba krmných směsí v roce 2007, která je rozčleněna na jednotlivé chovy zvířat. V rámci jednotlivých chovů byl dle statistických dat a kvalifikovaného odhadu odvozen podíl kategorií a z toho následně plynoucí velikost naturální spotřeby krmných směsí pro každou kategorii zvířat. A právě tato naturální spotřeba je základem pro odvození výsledných dat publikovaných v tabulce 27.

Z porovnání dosažených výsledků se statistickými daty uváděnými za rok 2007 v ČR vyplývá v případě některých komodit značná diference ve výši procentického zastoupení komponenty v krmných směších. Rozdíl v celkové hodnotě spotřebovaných krmných surovin uváděných dle statistických dat a dle modelu technických omezení vychází ze skutečnosti, že optimalizační model neobsahuje veškeré v praxi užívané krmné směsi v chovu hospodářských zvířat (např. KS pro telata, chov kachen apod.).

Tab 27 – Výsledky optimalizačního modelu dle technických omezení

Surovina	Statistická data 2007*			Výsledky modelu 2007 Tech. omez.		
	Tis. tun	%	% v rámci kategorie	Tis. tun	%	% v rámci kategorie
Obiloviny	1993,47	64,93	100,00	1640,354	63,159	100,00
Pšenice	1076,084	35,05	53,98	927,944	35,73	56,57
Ječmen	524,742	17,09	26,32	295,654	11,38	18,02
Oves	33,798	1,10	1,70	43,097	1,66	2,63
Žito a tritikále	48,090	1,57	2,41	126,017	4,85	7,68
Kukuřice	293,149	9,55	14,71	247,642	9,54	15,10
Ostatní	17,606	0,57	0,88	0,000	0,00	0,00
Luštěniny	21,115	0,69	100,00	157,763	6,074	100,00
Hrách	15,024	0,49	71,15	157,763	6,07	100,00
Ostatní	6,091	0,20	28,85	0,000	0,00	0,00
Mlýnské krmné suroviny	154,00	5,02	100,00	162,211	6,246	100,00
Krmná mouka	38,533	1,25	25,02	0,333	0,01	0,21
Otruby	110,535	3,60	71,78	161,877	6,23	99,79
Ostatní	4,929	0,16	3,20	0,000	0,00	0,00
Krmné suroviny z olej. semen	613,398	19,98	100,00	392,39	15,11	100,00
Sójový extrahovaný šrot	462,515	15,06	75,40	237,727	9,15	60,58
Řepkový extrahovaný šrot a výlisky	100,575	3,28	16,40	154,666	5,96	39,42
Slunečnicový extrahovaný šrot a výlisky	15,391	0,50	2,51	0,000	0,00	0,00
Ostatní	34,917	1,14	5,69	0,000	0,00	0,00
Sušené pivovarské mláto	0,409	0,01	100,00	0,000	0,00	100,00
Ostatní produkty potravinářského průmyslu	17,315	0,56	100,00	21,561	0,83	100,00
Krmiva živ. původu	70,880	2,31	100,00	37,24	1,43	62,12
Živočišné moučky	30,511	0,99	43,05	0,000	0,00	0,00
Rybí moučka	9,326	0,30	13,16	37,243	1,43	62,12
Sušené mléko	2,87	0,09	4,05	0,000	0,00	0,00
Ostatní	28,173	0,92	39,75	0,000	0,00	0,00
Úsušky pícnin	19,412	0,63	100,00	22,573	0,87	100,00
Minerální krmiva	101,697	3,31	100,00	163,093	6,28	100,00
Ostatní krmné suroviny	78,687	2,56	100,00	0,000	0,00	0,00
Celkem krmné suroviny	3070,379	100,00	100,00	2597,191	100,00	100,00

Zdroj: vlastní výpočty

*Situacní a výhledová zpráva Průmyslová krmiva, červen 2009

Procentický podíl pšenice ve výsledném modelu však tuto diferenciaci zaznamenává pouze ve výši +0,68 % (v rámci obilovin +2,59 %). Využití komodity ječmen je na základě technických omezení nižší o 5,71 % a toto snížení je částečně ve struktuře obilovin kompenzováno nárůstem spotřeby ovsa a tritikále.

Teoretická spotřeba kukuřice (v naturálním vyjádření) je v optimalizačním modelu s technickými omezeními nižší v porovnání se statistickými daty a to i přes to, že procentický rozdíl činí -0,01 %. Ve struktuře komponent krmných směsí optimalizačního modelu představuje kukuřice 15,10% podíl v rámci obilovin.

Dle technických omezení je v modelu navyšována oproti statistickým datům také významně spotřeba luštěnin – zejména hrachu, a to o 142,74 tis. tun; celková spotřeba hrachu v krmných směsích pro všechny hodnocené kategorie zvířat činí dle optimalizačního modelu technických omezení 157,763 tis. tun. Evidentní je i nárůst spotřeby mlýnských krmných surovin, zejména otrub (161,877 tis. tun).

Spotřeba krmných surovin z olejnatých semen - sójového extrahovaného šrotu je ve srovnání s reálnou spotřebou roku 2007 nižší o 5,91 % (pokles z 15,06% podílu na 9,15 %), v naturálním vyjádření je zřejmý pokles na plovinu (237,727 tis. tun). Řepkové extrahované šrotky a výlisky naopak zvyšují teoretickou spotřebu o 54,091 tis. tun. Optimalizační model dle technických omezení poukazuje také na nižší potřebu krmiv živočišného původu a naopak vyšší potřebu minerálních krmiv.

5.3.2. Porovnání výsledků modelu optimalizace výroby krmných směsí se statistickými daty – podmínka minimalizace nákladů na krmné směsi (technicko-ekonomická omezení)

Výsledky optimalizačního modelu s technicko-ekonomickými omezeními uvádí Tab 28, která je syntézou dílčích výsledků modelu a udává základní přehled o složení resp. potřebě jednotlivých komponent využívaných pro krmné směsi v ČR. Veškeré komponenty krmných směsí již v modelu nevystupují s nulovou cenou, avšak s reálnou cenou roku 2007.

Z výsledků tabulky 28 je zřejmá diference mezi napozorovanými daty a výsledky modelu. Celková potřeba surovin je dle modelu na úrovni 2 597,19 tis. tun, zatímco spotřeba dle statistických dat ve výši 3 070,379 tis. tun. Rozdíl v celkové hodnotě spotřebovaných krmných surovin uváděných dle statistických dat a dle modelu technicko-ekonomických omezení vychází obdobně jako v modelu technických omezení ze skutečnosti, že optimalizační model neobsahuje veškeré v praxi užívané krmné směsi v chovu hospodářských zvířat (např. KS pro telata, chov kachen apod.).

Procentické složení krmných směsí ve srovnání se skutečnou spotřebou uvádí vyšší zastoupení obilovin (o +5,37 %), luštěnin (o +2,03 %), mlýnských výrobků (o +2,18 %), naopak nižší zastoupení ve srovnání se statistickými daty u krmných surovin z olejnatých semen (o -5,9 %), produktů potravinářského průmyslu a pivovarské mláto (-0,13 %). V naturálním vyjádření je celková spotřeba obilovin dle modelu technicko-ekonomických omezení nižší o více než 150 tis. tun.

Tab 28 - Výsledky optimalizačního modelu dle technicko-ekonomických (cenových) omezení

Surovina	Statistická data 2007*			Výsledky modelu – T+E omezení (min. cena)		
	Tis. tun	%	% v rámci kategorie	Tis. tun	%	% v rámci kategorie
Obiloviny	1 993,47	64,93	100,00	1825,952	70,305	100,00
Pšenice	1076,084	35,05	53,98	958,215	36,89	52,48
Ječmen	524,742	17,09	26,32	641,841	24,71	35,15
Oves	33,798	1,10	1,70	23,253	0,90	1,27
Žito a tritikále	48,090	1,57	2,41	72,006	2,77	3,94
Kukuřice	293,149	9,55	14,71	130,637	5,03	7,15
Ostatní	17,606	0,57	0,88	0,000	0,00	0,00
Luštěniny	21,115	0,69	100,00	70,735	2,724	100,00
Hrách	15,024	0,49	71,15	70,735	2,72	100,00
Ostatní	6,091	0,20	28,85	0,000	0,00	0,00
Mlýnské krmné suroviny	154,00	5,02	100,00	186,912	7,197	100,00
Krmná mouka	38,533	1,25	25,02	0,000	0,00	0,00
Otruby	110,535	3,60	71,78	186,912	7,20	100,00
Ostatní	4,929	0,16	3,20	0,000	0,00	0,00
Krmné suroviny z olej. semen	613,398	19,98	100,00	365,75	14,08	100,00
Sójový extrahovaný šrot	462,515	15,06	75,40	216,742	8,35	59,26
Řepkový extrahovaný šrot a vylisky	100,575	3,28	16,40	149,005	5,74	40,74
Slunečnicový extrahovaný šrot a vylisky	15,391	0,50	2,51	0,000	0,00	0,00
Ostatní	34,917	1,14	5,69	0,000	0,00	0,00
Sušené pivovarské mláto	0,409	0,01	100,00	0,000	0,00	100,00
Ostatní produkty potravinářského průmyslu	17,315	0,56	100,00	11,313	0,44	100,00
Krmiva živ. původu	70,880	2,31	100,00	0,00	0,00	0,00
Živočišné moučky	30,511	0,99	43,05	0,000	0,00	0,00
Rybí moučka	9,326	0,30	13,16	0,000	0,00	0,00
Sušené mléko	2,87	0,09	4,05	0,000	0,00	0,00
Ostatní	28,173	0,92	39,75	0,000	0,00	0,00
Úsušky pícnin	19,412	0,63	100,00	24,729	0,95	100,00
Minerální krmiva + ostatní krmné suroviny	180,384	5,87	100,00	111,80	4,30	100,00
Celkem krmné suroviny	3070,379	100,00	100,00	2597,191	100,000	100,00

Zdroj: vlastní výpočty

*Situační a výhledová zpráva Průmyslová krmiva, červen 2009

Optimalizační model nevyužívá krmiva živočišného původu (jejich zastoupení v modelu je nulové), snižuje rovněž o -1,57 % spotřebu minerálních krmiv a ostatních krmných surovin. Je však nutné si uvědomit, že i přes výše uvedené procentické změny (růstu nebo poklesu) využitelnosti resp. zastoupení surovin ve struktuře krmných směsí, nemusí docházet ke stejným změnám v případě naturální spotřeby. To vyplývá z rozdílu celkové spotřeby surovin zjištěných ze statistických údajů a z výsledků modelu, které tvoří bázi pro výpočet procentních podílů. Proto může díky poklesu celkového objemu

surovin docházet v modelu technicko-ekonomických omezení k nižšímu naturálnímu krytí a naopak.

Využitelnost pšenice dle modelu je ve struktuře obilovin vyšší ve srovnání se statistickými daty o +1,84 %, z hlediska naturální spotřeby však představuje úbytek spotřeby o 118,625 tis. tun. K nárůstu naturální spotřeby oproti statistickým datům dochází u ječmene (o 7,62 %, tj. 117,099 tis. tun) a tritikále (o 1,2 %, tj. v naturálním vyjádření 23,916 tis. tun).

Optimalizační model redukuje o více než 50 % naturální spotřebu kukuřice, procentické snížení podílu kukuřice v krmných směsích v ČR tak určuje hodnota 5,03 %. Ve struktuře obilovin se také mění zastoupení ovsu – dle modelu mírný pokles o -0,2 % (10,545 tis. tun).

Výsledky modelu dále podporují spotřebu hrachu, která z reálné hodnoty 15,024 tis. tun v roce 2007 narůstá v teoretickou hodnotu 70,735 tis. tun. Model rovněž navyšuje spotřebu mlýnských krmných surovin (zejména otrub) na 7,2 %, naproti tomu snižuje procentický podíl spotřeby krmných surovin z olejnatých semen o -5,9 % (snížení spotřeby sójového extrahovaného šrotu na 216,742 tis. tun a nárůst spotřeby řepkového extrahovaného šrotu na 5,74 tis. tun).

5.3.3. Komparace teoretické spotřeby pšenice v krmných směsích dle výsledků obou optimalizačních modelů

Pšenice je významnou komponentou krmných směsí využívaných ke krmení všech tří skupin hospodářských zvířat, neboť zaujímá více než 35% podíl ve struktuře spotřebovaných surovin na výrobu krmných směsí.

Celkový přehled spotřeby pšenice dle agregovaných kategorií zvířat uvádí tabulka 29. Z uvedených údajů vyplývá, že nejvyšší podíl spotřeby pšenice zaujímá v chovu prasat a chovu drůbeže výkrm.

Tab 29 - Rozložení* celkové spotřeby pšenice (v %)

Optimalizace	Prasata			Drůbež				Skot		
	Výkrm prasat	Prasnice	Prasata celkem	Brojleři	Nosnice	Krůty	Drůbež celkem	Výkrm	Dojnice	Skot celkem
Tech.-eko.	31,65	6,69	38,34	27,49	14,18	4,64	46,31	1,52	13,82	15,34
Technická	47,83	1,75	49,58	25,48	9,70	1,70	36,88	4,09	9,45	13,54

Zdroj: vlastní výpočty

* Poměr spotřeby pšenice pro zvolenou kategorii k celkové spotřebě pšenice v modelu

Nejvyšší spotřeba pšenice připadá dle výsledků optimalizačního modelu technicko-ekonomických omezení na chov drůbeže, a to ve výši 46,31 % z celkového objemu pšenice. Naproti tomu model zahrnující pouze technická omezení přesouvá nejvyšší procentický podíl⁷³ pšenice 49,58 % ve prospěch chovu prasat, spotřebu pšenice ve výši 36,88 % pšenice přisuzuje chovu drůbeže. Oba modely shodně uvádí, dle výše podílu spotřeby pšenice v rámci jednotlivých sektorů chovu hospodářských zvířat, na třetím místě chov skotu, přičemž difference ve struktuře spotřeby pšenice mezi oběma modely činí 1,81⁷⁴ %. Optimalizační model s technickými i cenovými omezeními kalkuluje ve struktuře spotřeby 36,61% podíl pro krmné směsi drůbeže.

Výsledky obou optimalizačních modelů kromě rozdílné spotřeby pšenice pro skupiny hospodářských zvířat poukazují také na rozdílné výsledky z hlediska struktury spotřeby v rámci každé skupiny – tj. jednotlivých kategorií výkrmu či chovu.

Chov drůbeže je v optimalizačních modelech reprezentován jedenácti druhy krmných směsí, z toho tři krmné směsi pro brojlerů (rozčleněno dle stáří), dvě krmné směsi pro nosnice a zbývající podíl připadá chov krůt. Výsledky rozdělení spotřeby pšenice v chovu drůbeže uvádí graf 27.

Celková teoretická spotřeba pšenice v chovu drůbeže poukazuje na základě technických i technicko-ekonomických omezení na skutečnost, že nejvyšší podíl pšenice spotřebovává výkrm brojlerů⁷⁵. Ze tří druhů krmných směsí pro brojlerů je nejvyšší spotřeba pšenice charakteristická pro brojlerů ve stáří výkrmu 3 – 5 týdnů⁷⁶. Krmné směsi pro tuto výkrmovou skupinu brojlerů přitom obsahují 74,75 % obilovin (60 % pšenice) v případě modelu technicko-ekonomických omezení a 65,89 % obilovin (45,89 % pšenice) dle modelu technických omezení.

Ve výkrmu brojlerů ve stáří nad 5 týdnů se výsledky teoretické spotřeby obou modelů liší. Zatímco model technicko-ekonomických omezení udává spotřebu 42,543 tis. tun, model technických omezení spotřebu o 25,951 tis. tun vyšší. Opačné výsledky jsou zřejmé u teoretické spotřeby pšenice pro brojlerů ve stáří 0 – 2 týdny, neboť za

⁷³ Procentické podíly jsou počítány jako podíl spotřeby pšenice pro danou skupinu zvířat na celkové spotřebě pšenice v rámci modelu.

⁷⁴ Vyšší podíl (15,34 %) v porovnání obou modelů připadá na model dvojího omezení (technicko-ekonomické omezení).

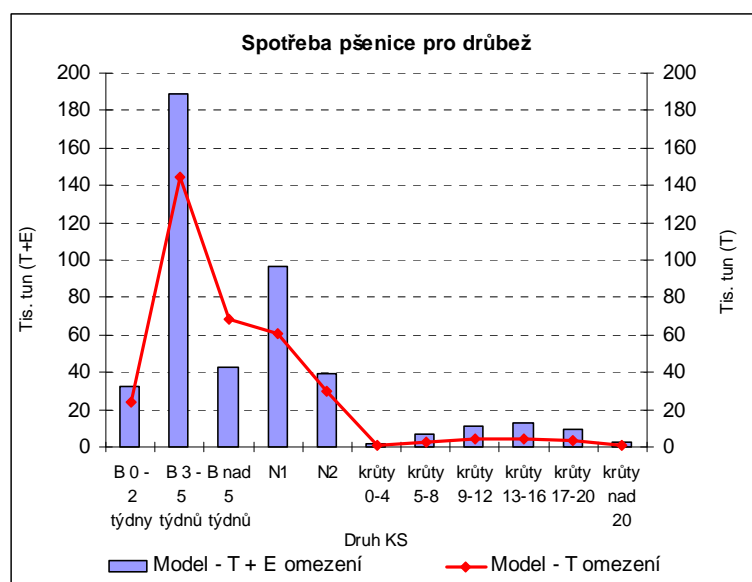
⁷⁵ Ze statistických dat roku 2007 vyplývá, že krmné směsi pro brojlerů (všechny tři kategorie dle stáří dohromady) zaujímají 45 procent všech krmných směsí pro drůbež.

⁷⁶ Ze statistických dat roku 2007 vyplývá, že krmné směsi pro brojlerů ve stáří 3 – 5 týdnů reprezentují 65 % krmných směsí pro výkrm brojlerů.

předpokladu existence a působení technicko-ekonomických omezení spotřeba pšenice převyšuje spotřebu při existenci pouze technických omezení (8,65 tis. tun).

Celkovou spotřebu pšenice v chovu drůbeže ovlivňuje kromě výkrmu brojlerů také chov nosnic⁷⁷. Z grafu 27 je zřejmé, že technicko-ekonomická omezení působí nárůst spotřeby pšenice pro tuto kategorii zvířat, nižší vliv těchto omezení je evidentní u kategorie N2. Podíl pšenice mezi komponentami v těchto krmných směsích pro nosnice činí dle technicko-ekonomických omezení 65 %, zatímco u kategorie N2 pouze 40 % a ve srovnání s působením samotných technických omezení je to u kategorie N1 o 24,26 % méně, u kategorie N2 o 10 % méně.

Graf 27 - Spotřeba pšenice v KS pro drůbež



Zdroj: vlastní výpočty

Výkrm krůt zaujímá co do rozsahu naturální spotřeby nejnižší podíl v krmných směsích pro drůbež. To je dáno kromě jiného⁷⁸ také skutečností, že z krmných směsí vyrobených v roce 2007 pro drůbež připadá na výkrm krůt pouze 7% podíl. Optimalizační model technicko-ekonomických omezení poukazuje na skutečnost, že ceny komodit ovlivňují spotřebu pšenice, působí na růst její spotřeby a vyšší využití v krmných směsích pro krůty. Rozdíl v zastoupení pšenice dle obou optimalizačních modelu činí až 40 % (v závislosti na stáří krůt). Zatímco model technických omezení

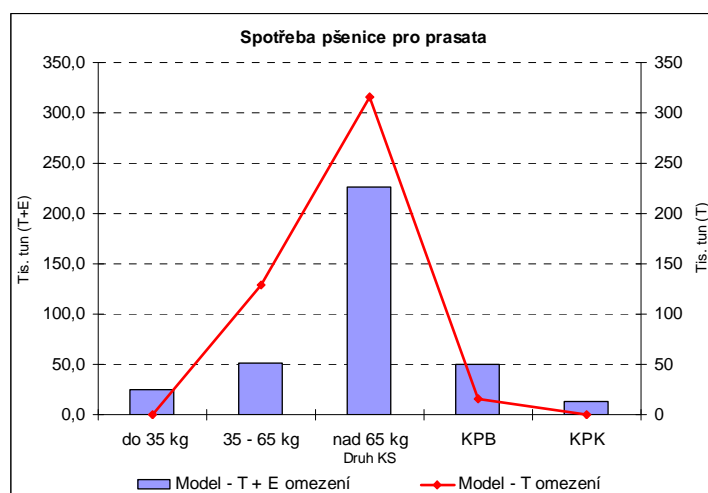
⁷⁷ Výroba krmných směsí pro nosnice za rok 2007 (dle statistických dat) představovala 23% podíl výroby krmných směsí pro drůbež.

⁷⁸ Nelze vedle konverze krmiv, složení krmné dávky, porážkové hmotnosti atd. opomenout ani stavy zvířat v roce 2007 (dle ČSU), které jsou u drůbeže značně rozdílné: kuřata na výkrm za rok 2007 = 14 310 tis. ks, krůty = 566 tis. ks.

předpokládá nejvyšší procentické užití pšenice pro výkrm krůt v kategorii 9 – 12 týdnů, u modelu technicko-ekonomických omezení nejsou patrné příliš výrazné rozdíly (s výjimkou stáří 0 – 4 týdny) mezi kategoriemi krmných směsí pro krůty.

Krmné směsi pro prasata patří ve struktuře krmných směsí vyráběných pro hospodářská zvířata co do rozsahu produkce dlouhodobě k nejvýznamnějším. Shodu teoretických hodnot množství pšenice spotřebované v chovu prasat uvádí dle výsledků obou modelů graf 28. Krmné směsi jsou v modelu reprezentovány pěti druhy krmných směsí, z toho tři jsou využívány pro výkrm prasat, dvě pro chov prasníc.

Graf 28 - Spotřeba pšenice v KS pro prasata



Zdroj: vlastní výpočty

Teoretické hodnoty spotřeby pšenice dle obou optimalizačních modelů poukazují opět na vliv cenových omezení na množství spotřebované pšenice. Teoretická spotřeba pšenice dle technicko-ekonomických omezení převyšuje v první kategorii výkrmu (do 35 kg) teoretickou spotřebu vypočítanou na základě technických omezení. Rozdíl mezi spotřebou dosahuje hodnoty 29,4 tis. tun. Obdobné lze konstatovat i u krmných směsí pro prasnice, kde u obou kategorií opět převyšuje teoretická spotřeba pšenice technicko-ekonomických omezení nad omezeními pouze technickými. U kategorie KPK dokonce model technických omezení pšenici z krmných směsí vylučuje.

Spotřeba pšenice ve výkrmu prasat v kategoriích 35 – 65 kg a nad 65 do porážkové hmotnosti⁷⁹ je značně redukována zřejmě právě cenovými omezeními. Model s technickými omezení kvantifikuje spotřebu pšenice pro výkrm nad 65 kg o 30 %

⁷⁹ Průměrná porážková hmotnost v ČR v roce 2007 byla 110,2 kg.

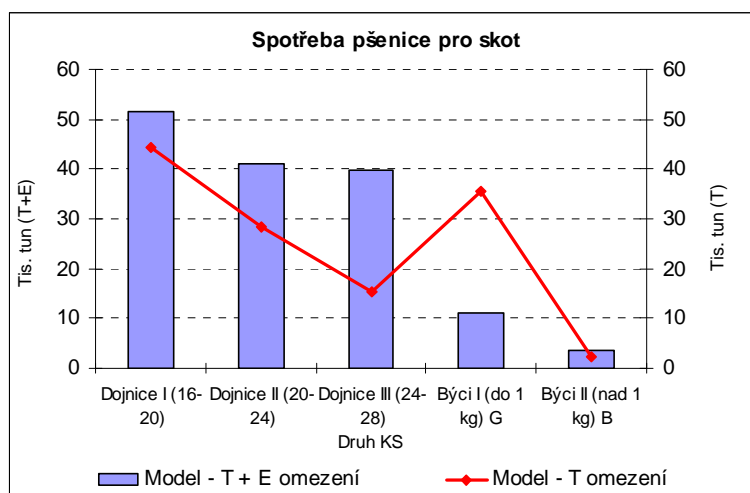
(88,24 tis. tun) vyšší než model s ekonomickými omezeními. Obdobný rozdíl (77,23 tis. tun) je patrný i u kategorie výkrmu 35 – 65 kg.

Poslední kategorií analyzovaných krmných směsí jsou krmné směsi využívané v chovu skotu pro výkrm býků a krmné směsi využívané pro chov dojníc. Oba dva užitkové směry jsou v modelu diferencovány podle užitkovosti, tzn. buď denního přírůstku, nebo denní dojivosti.

Výroba krmných směsí pro dojnice má co do rozsahu spotřeby větší význam⁸⁰ v porovnání s výrobou krmných směsí pro výkrm. U obou dvou kategorií je v praxi často využívána výroba vlastních krmných směsí, která je doplňována zpravidla nákupem koncentrátů.

Výsledky modelu optimalizace s technickými omezeními poukazují (graf 29) na 20% podíl pšenice ve struktuře komponent krmných směsí. Velikost celkové spotřeby je pak u všech krmných směsí nižší ve srovnání s optimalizačním modelem technicko-ekonomických omezení. Nejvyšší rozdíl ve spotřebě pšenice připadá na produkci krmných směsí pro dojnice III, což je zejména způsobeno vysokým procentickým podílem pšenice (52,42 %) v krmných směsích počítaných pomocí modelu technicko-ekonomických omezení. V krmných směsích pro dojnice I a dojnice II nepřevyšuje procenticky pšenice 30 %.

Graf 29 - Spotřeba pšenice v KS pro skot



Zdroj: vlastní výpočty

Výkrm býků s přírůstkem do 1 kg naopak ukazuje, že cenová omezení působí na snížení spotřeby pšenice (redukuje její užití téměř na polovinu), naproti tomu u krmných

⁸⁰ V roce 2007 lze spotřebu krmných směsí pro dojnice charakterizovat 80%ním podílem na celkové produkci směsí vyráběných pro skot.

směsí pro výkrm s přírůstkem nad 1 kg je zřejmá relace obrácená. Tzn., že při výpočtu optimalizačního modelu s cenovými omezeními dochází k navýšení celkové spotřeby pšenice pro výkrm býků s přírůstkem nad 1 kg. Změna celkové spotřeby v komparaci obou modelů ukazuje na diferenci ve spotřebě ve výši 1,23 tis. tun. Je však nutné podotknout, že reálná spotřeba krmných směsí je poměrně nízká (pro rok 2007 představovala pouze 13,7 % podíl ve spotřebě všech krmných směsí pro skot).

5.3.4. Změny ve struktuře spotřeby pšenice v závislosti na změně ceny pšenice

Poslední částí analýzy využití pšenice jako komponenty krmných směsí je analýza stínových cen. Podstatou této analýzy je zkoumání vlivu změny ceny komponenty (pšenice) na změnu receptury, tj. složení krmné směsi.

Výsledky analýzy stínových cen a jejich vlivu na potenciální užití pšenice v krmných směsích uvádí graf 30 a tyto výsledky vychází z optimalizačního modelu technicko-ekonomických omezení. Krmné směsi jsou zde agregovány dle druhů hospodářských zvířat, tzn. dle užitkových směrů (výkrm, dojivost, apod.). Změna ceny je v grafu definována jako procentní odchylka od základní ceny, za kterou lze považovat průměrnou cenu roku 2007, tj. 3 850 Kč/t pšenice krmné.

Při analýze stínových cen je nutné si uvědomit, že CZVP roku 2007 dosáhla vysoké úrovně (obdobně jako ceny jiných komponent krmných směsí), a že v praxi lze spíše očekávat nižší úroveň CZV pšenice.

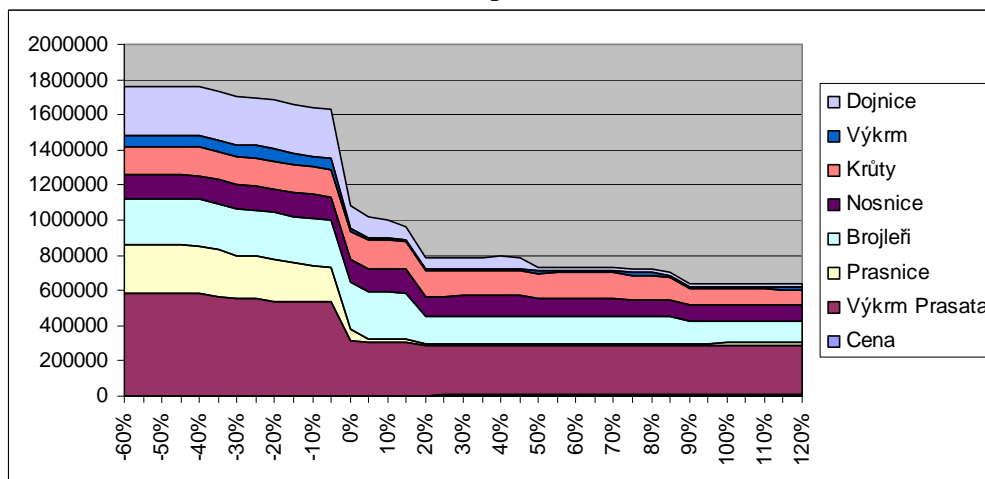
Z výsledků provedené analýzy vyplývá, že s klesající cenou pšenice narůstá podíl jejího zastoupení v krmných směsích a naopak, liší se však dle druhů zvířat.

Krmné směsi pro výkrm brojlerů v první fázi (do 35 kg) na pokles ceny oproti základnímu období téměř nereagují a pšenice v tomto ohledu zaujímá stabilní procentní podíl ve výši 51,49 %. Nejvyšší pokles procentického podílu pšenice (o 27,11 %) nastává při ceně 4 495,39 Kč/t krmné pšenice.

V chovu drůbeže připadá největší podíl spotřeby na výkrm brojlerů ve stáří 3 - 5 týdnů. Největší změna v potenciálním užití pšenice při výkrmu v této kategorii brojlerů nastává při změně ceny zemědělských výrobců pšenice krmné na 4 462,50 Kč/t, kdy procentické užití pšenice v krmných směsích klesá o 27,78 %. Krmná směs pro výkrm

brojlerů v poslední fázi výkrmu není příliš citlivá na změnu ceny, neboť výkyvy v procentickém užití pšenice činí jen 4 %.

Graf 30 - Užití pšenice v krmných směsích pro hospodářská zvířata v závislosti na změně CZV pšenice



Zdroj: vlastní výpočty

V chovu nosnic reaguje mnohem méně na změnu ceny (přírůstky i úbytky oproti základní ceně) krmná směs pro nosnice N2. Zatímco např. krmná směs N2 reaguje poklesem procentního podílu (o 11,11 %) při změně ceny o +50 %, krmná směs pro užitkové nosnice N1 již při změně ceny o +20 %.

Ani v chovu krůt nebyly při změně ceny pšenice zjištěny velké výkyvy ve změně užití této komponenty v krmných směsích. Krmné směsi pro krůty stáří 0 - 4 resp. 5 – 8 reagují největším snížením podílu pšenice při zvýšení ceny o 20 % (tj. cena ve výši 4 491,49 Kč/t) resp. o 15 % (pokles podílu pšenice o 39,85 %). Zbývající krmné směsi používané ve výkrmu zaujímají z hlediska spotřeby pšenice stabilní pozici, na pokles ceny významně nereagují. V případě zvýšení ceny zemědělských výrobců klesá procentické zastoupení pšenice v krmné směsi až o 35,80 %.

Při poklesu ceny o 40 % (tj. pokles ceny na 2 310 Kč/t pšenice) je spotřeba pšenice pro prasata ve výkrmu ve výši 580,473 tis. tun a oproti základní ceně roku 2007 je to navýšení o 267,473 tis. tun. Při tomto množství spotřeby pšenice pro prasata je podíl pšenice v rámci komponent krmné směsi 75,47 % u prasat ve výkrmu do 35 kg a 60 % u prasat v dalších dvou typech směsí určených pro výkrm (35 – 65 kg a nad 65 kg). Tyto procentické podíly však nemusí nutně korespondovat s požadavky kladenými na výživu zvířat, neboť u některých kategorií výkrmu je maximální doporučená použitelnost pšenice stanovena na 50 %.

Cena zemědělských výrobců je ve výši 3 080 Kč/t (20% pokles oproti základní ceně) mění procentické zastoupení pšenice v krmných směsích pro výkrm prasat 35 – 65 kg na 43,26 %, u ostatních směsí pro výkrm prasat zůstává zastoupení pšenice beze změny. Celková teoretická spotřeba pšenice při této ceně klesá⁸¹ o 43,091 tis. tun a zůstává stejná při ceně nižší o 10 %.

Naproti tomu 10%ní nárůst ceny zemědělských výrobců za tunu krmné pšenice vyvolá snížení spotřebovávaného množství oproti základní ceně o 9 718,4 tis. tun. Procentické zastoupení pšenice v krmných směsích pro výkrm klesá zejména u výkrmu v kategorii 35 – 65 kg (snížení podílu pšenice v krmné směsi o 3,78 %).

Významný pokles podílu pšenice v krmných směsích do 35 kg je zřejmý zejména při zvýšení ceny za tunu pšenice o 20 %. Podíl pšenice v této krmné směsi klesá na 5,47 %, přetrvává i při dalším zvyšování ceny pšenice. Nejméně na změnu ceny reaguje procentické zastoupení pšenice v krmné směsi určené pro výkrm na 65 kg, neboť procentický podíl pšenice při růstu ceny zůstává na úrovni 36 %.

Na -40% změnu ceny reagují i krmné směsi pro prasnice, a to nárůstem teoretické spotřeby pšenice na úroveň 272,289 tis. tun. Tato skutečnost předpokládá zvýšení podílu pšenice na 93,3 % u prasnic březích a 59,9 % u prasnic kojících. Toto užití pšenice (93,3 %) je však spíše teoretické, neboť ne zcela vyhovuje požadavkům na výživu zvířat, které definují maximální podíl obilovin včetně mlýnských zbytků v krmných směsích na nižší úrovni (v průměru zpravidla do 80 %).

Další analyzované pozitivní změny ceny (zvýšení ceny oproti základnímu období) mají značný vliv na pokles objemu pšenice, neboť procentické zastoupení pšenice v krmných směsích s růstem ceny nad základní období významně klesá (např. u KPK na 19,37 %).

Chov skotu, charakteristický chovem dojníc a výkrmem býků, bude analyzován v následující části textu. Využití pšenice v chovu dojníc je dle užitkovosti do určité míry diferencované. Celková teoretická spotřeba pšenice pro dojnice I při ceně ve výši 3 699,99 Kč/t klesá o 81,271 tis. tun, neboť je snížen podíl pšenice v krmné směsi na 29,16 %. Cenová hladina pod touto úrovní pak navyšuje podíl pšenice poměrně významně, a to až o 30,84 %. Obdobná situace nastává i v případě krmných směsí užívaných pro chov dojníc – kategorii II. Cena ve výši 3 837,99 Kč/t pšenice snižuje její podíl v krmných směsích pod 30 % a celková teoretická spotřeba pšenice klesá pod 50

⁸¹ Pokles ve srovnání s cenou sníženou o 40 %, tj. 2 310 Kč/t.

tis. tun. Obdobné charakteristiky jsou platné i pro krmnou směs užívanou pro dojnice III.

Výkrm býků je v modelu technicko-ekonomických omezení považován z hlediska velikosti spotřeby pšenice za méně významný. V případě obou kategorií výkrmu hraje významnou roli cena ve výši 3 698,09 Kč/t, při níž klesá zastoupení pšenice v modelu resp. v krmné směsi až o 40 %. Negativní změny ceny (pokles ceny oproti základnímu období) nemají významný vliv na procentické zastoupení pšenice, neboť dochází k poklesu procentického podílu pšenice o max. 6 %.

6. ZÁVĚRY, DISKUSE A DOPORUČENÍ

Předkládaná disertační práce je zaměřena na analýzu komodity pšenice, která v zemědělsko-potravinářském komplexu patří k jedné z nejvýznamnějších komodit. Pšenice svým užitím ovlivňuje nejen potravinářskou část agrokomplexu, ale i část krmivářskou, která byla předmětem výzkumu. V návaznosti na hlavní cíl i jeho dekompozici na cíle dílčí bylo snahou přispět k hlubšímu poznání významných zákonitostí a souvislostí, které formují výrobkovou vertikálu krmné pšenice a významnou měrou přispívají k efektivní alokaci analyzované komodity na domácím trhu.

Hlavním cílem disertační práce bylo analyzovat výrobkovou vertikálu pšenice krmné, fungování tržních vztahů vybrané výrobkové vertikály, utváření ceny ve vertikále, identifikovat podstatné determinanty tohoto vývoje a modelovat využití krmné pšenice ve výrobě krmných směsí pro hospodářská zvířata.

Vhledem ke složitosti výrobkové vertikály, obsáhlosti zkoumané problematiky a aplikaci různých metodických nástrojů bylo nutné definovat dílčí cíle, které prostřednictvím postupných na sebe navazujících fází výzkumu napomohly ke komplexnímu naplnění hlavního cíle disertační práce. Pro kvalitativní i kvantitativní analýzu bylo nutné objasnit teoretická východiska, teoretické i metodologické přístupy využitelné ke zkoumání sledované problematiky a jejich praktickou aplikací ověřit získané poznatky, vyhodnotit dosažené výsledky a formulovat závěry.

V první části disertační práce byla charakterizována komodita pšenice, a to zejména s ohledem na objem produkce, hektarové výnosy, zahraniční obchod a další charakteristiky, jejichž vlastnosti byly využity pro poznání širších souvislostí a řešení navazujících dílčích cílů.

Dalším krokem bylo vymezení komplexní výrobkové vertikály od dodavatelských článků, přes články prvovýroby, zpracovatelského průmyslu až po články konečné spotřeby. Na základě vymezení této vertikály byly odvozeny dílčí trhy, které byly následně využity ke zkoumání ceny a cenové transmise ve výrobkové vertikále.

Analýza cenové transmise byla založena na zkoumání vzájemných vztahů mezi cenami na různém stupni výrobkové vertikály. Tyto ceny lze zjednodušeně definovat následovně: cena zemědělských výrobců pšenice krmné – cena průmyslových výrobců krmných směsí pro hospodářská zvířata (drůbež, prasata, skot) – cena zemědělských výrobců masa (drůbeží, vepřové, hovězí). Poslední fází výzkumu bylo naplnění dílčího

cíle orientovaného na spotřebu pšenice v krmných směsích pro různé kategorie hospodářských zvířat v ČR, a to s ohledem na technická a technicko-ekonomická omezení týkající se požadavků kladených na výživu zvířat, omezujících podmínek ve složení krmných směsí, obsahů živin v komponentách krmných směsí apod. Na základě této analýzy bylo pak zhodnoceno využití krmné pšenice ve výrobě krmných směsí s ohledem na podmínku alokační efektivity, tj. minimalizaci nákladů na výrobu krmných směsí.

Pšenice zaujímá stabilní postavení na českém trhu nejen v potravinářském, ale i krmivářském průmyslu. To dokládá dlouhodobě bilance užití pšenice v České republice. Údaje o výrobě a spotřebě pšenice na domácím trhu poukazují na skutečnost, že spotřeba se dlouhodobě v průměru pohybuje na úrovni 3 000 tis. tun, výroba 4 000 tis. tun a Českou republiku lze v produkci pšenice považovat za soběstačnou. Obdobně ani využití pšenice v krmných směsích neklesá pod 31,3 %. Analýza domácího trhu pšenice a vymezení výrobní vertikály byly součástí řešení dílčích cílů č. 1 a 2.

Z hlediska užití pšenice lze však nalézt dva protipóly. Vzhledem k tomu, že producenti pšenice usilují v rámci racionálního chování a daných výrobních půdně-klimatických podmínek o maximalizaci zisku, usilují dlouhodobě zpravidla o pěstování potravinářských odrůd charakteristických vyšší realizační cenou. V bilanci produkce a spotřeby je však možné nalézt disproporci, která poukazuje na skutečnost, že zatímco z hlediska pěstování jsou 2/3 osevních ploch pšenice osety potravinářskými odrůdami a zbývající 1/3 připadá na odrůdy nepotravinářské (krmné), je struktura spotřeby pšenice přesně obrácená. Dosažení potravinářské kvality je však v některých ročnicích s ohledem na průběh počasí značně problematické a z toho pak vyplývá ekonomická ztráta plynoucí z rozdílu ceny zemědělských výrobců za tunu krmné a potravinářské pšenice. Tuto ztrátu lze ještě dále navýšit o část nákladů, které zvyšují horší využitelnost (stravitelnost) pšenice potravinářské v krmných směsích, neboť složení zrna je do značné míry diferencované a jak uvádí Bobková a Hromádka (2007) i hůře stravitelné.

Praktickým problémem proto i nadále zůstává, že komponenty krmných směsí mají kolísavou kvalitu a to zejména s ohledem na proměnlivost parametrů vstupních surovin. Např. u pšenice je tato kvalita kolísavá v případě, kdy se zkrmuje odrůdy s vyšší pekařskou jakostí. To dokládají i výsledky celé řady krmivářských pokusů, které publikovali např. Bobková a Hromádka (2007) či Slavík (2006). Výsledky těchto výzkumů se jednoznačně shodují na tom, že odrůdy s vyšší pekařskou jakostí E – A

nejdou ke zkrmování vhodné, a to nejen pro nižší výnosovou úroveň, ale i pro horší stravitelnost. Naopak některé odrůdy skupiny B dosahují v krmných testech výborné výsledky a navíc jsou univerzální ve schopnosti dosáhnout při vhodné agrotechnice parametrů pro výkup potravinářské pšenice. Zároveň je třeba také podotknout, že ne všechny odrůdy zařazené do skupiny C – ostatní pšenice jsou pro zkrmování vhodné. Kvalita pšeničného zrna může mít vliv i na kvalitu produktu použitého ke zkrmování. Např. v případě výroby krmných směsí pro drůbež v podobě granulí je prokázán dle Slavíka (2006) pozitivní vliv pšenice na kvalitu granulí, neboť pšenice v receptuře krmiva může významně zvýšit jejich trvanlivost. Naopak sójové mouky jsou považovány za nízkoeffektivní ve vztahu k trvanlivosti granulí.

Na kvalitu vstupních surovin v krmných směsích nejen z hlediska požadavků výživy, ale i ekonomiky výkrmu, poukazují také Jedlička (2006) či Nigrin (2006). Je zřejmé, že kvalita surovin pro výrobu krmných směsí i krmných směsí samotných je vázána na celou řadu subjektů identifikovaných ve výrobní vertikále. Jedná se např. o producenty surovin (zemědělce), skladovatele, výrobce krmných směsí atd., kteří mohou přispívat k udržování či růstu kvality. V praxi lze hledat celou řadu možností spočívajících např. v prevenci, údržbě skladovacích prostor, posklizňové úpravě zrna pšenice i jiných komodit, v dodržování hygieny krmiv, ochraně před patogeny apod. Všechny tyto aktivity by se následně měly promítnout do snahy umožnit zvířatům maximální možné využití živin, tj. jejich vstřebávání přes střevní stěnu, což se následně odráží i v míře užitkovosti. Na tuto skutečnost poukazují také Stiess (2006) či Výmola (2006b), kteří konstatují, že správná a vyrovnaná výživa je jedním z rozhodujících faktorů, které ovlivňují užitkovost, zdravotní stav a ekonomiku produkce živočišné výroby. Obdobně Pechem (2006) poukazuje na význam kvality krmiv, neboť krmivo považuje za hlavní nosič užitkovosti. V souladu s problematikou kvality živin a vstřebávání živin je také nutné zmínit zátěž životního prostředí ve vazbě na minimum vylučovaných živin do prostředí, jak o tom hovoří např. Výmola (2006b).

Analýza ceny pšenice a cenové transmise ve vertikále pšenice byla součástí dílčího cíle č. 3. Vzhledem k tomu, že je výrobní vertikála komodity pšenice tvořena mnoha vzájemně provázanými články, bylo nutné vymezit pro analýzu cenové transmise dílčí trhy a na základě nich vlastní modely cenové transmise. Tyto modely a jejich výsledky byly zároveň využity pro ověření hypotézy H1 – H5, definovaných v kapitole 2.

S ohledem na ekonomické výsledky a snahu o zlepšování, resp. zvyšování rentability výroby zemědělských komodit rostlinného i živočišného původu, je nutné si uvědomit, že svoji roli v ekonomice výroby těchto komodit sehrávají vedle provozních nákladů také ceny zemědělských výrobců výsledného produktu (mléka, masa, pšenice apod.), které určují realizovanou hodnotu tržeb a z nich odvozenou hodnotu zisku, resp. výslednou ziskovou marži.

Na význam cen zemědělských výrobců vyráběných produktů i cen vstupů (zejména krmiv – krmných směsí) poukazují Stuess (2006), Zedník (2007) aj. Stuess (2006) dokládá, že odpovídající přírůstek a dobrá konverze krmiva musí být optimální také s ohledem na cenu produktu, tj. cenu zemědělských výrobců masa.

Zeman a kol. (2007) poukazuje na význam ceny komponent krmných směsí právě proto, že náklady na krmiva tvoří významnou součást provozních nákladů na jeden chovaný kus.

Ve výrobkové vertikále komodity pšenice byly identifikovány různé cenové úrovně – cena zemědělských výrobců, cena průmyslových výrobců, spotřebitelské ceny, cena importu, exportu apod. V rámci analýzy cenové transmise byly zkoumány vzájemné vztahy mezi cenou zemědělských výrobců pšenice, cenou zemědělských výrobců drůbežního, vepřového a hovězího masa a cenou průmyslových výrobců krmných směsí pro brojlerů, prasata a skot. Tyto vztahy a metodické nástroje jsou podrobněji popsány v kapitole 3.1., výsledky v kapitole 5.2.

Výsledky kointegrační analýzy, VECM, Impulse-Response analýzy a dekompozice rozptylu poukazují na některé zákonitosti vztahů mezi cenou zemědělských výrobců pšenice a cenami krmných směsí pro různé kategorie zvířat; a dále mezi cenami průmyslových výrobců krmných směsí a cenami zemědělských výrobců masa a naznačují možnosti efektivní alokace pšenice ve výrobkové vertikále.

Vazba mezi délkou výrobního cyklu a řádem modelu vede při analýze vztahů mezi CPVKS_B a CZVMK (model 2) a CPVKS_H a CZVMH (model 4) k zamítnutí hypotézy H₅, která tvrdí, že existuje časové zpoždění v rámci jednotlivých článků výrobkové vertikály pšenice, které koresponduje s délkou výrobního cyklu. Dle AIC kritéria byla stanovena délka zpoždění na 9 období v chovu drůbeže a 2 období v chovu skotu. Vezmeme-li však délku výrobního cyklu výkrmu brojlerů (2 měsíce), pak je zřejmé, že tento výrobní cyklus nehraje v dynamice systému rozhodující roli a stejně tak ani výrobní cyklus v chovu skotu nelze označit za 2měsíční. V modelu 3 naopak nelze

hypotézu H5 zamítnout, neboť řád modelu koresponduje s délkou výrobního cyklu, tj. 6 měsíců.

Testování hypotézy H2 vychází z výsledků modelu cenové transmise č. 1, v němž byly analyzovány vzájemné vztahy mezi CZVP a CPV krmných směsí pro skot, prasata a drůbež. Výsledky tohoto modelu poukazují na rozdílné chování cen krmných směsí a jejich vazbu na cenu zemědělských výrobců pšenice.

Zatímco dle výsledků modelu cenové transmise nelze v chovu prasat hypotézu H2 zamítnout, v chovu skotu a drůbeže je hypotéza H2 zamítnuta.

Existence statisticky významného kointegračního vektoru byla potvrzena v případě simultánní závislosti CZVP a CPVKSV. Znamená to, že se tyto ceny v dlouhém období statisticky významně ovlivňují, a že v případě šoku se systém (dle parametru α) navrácí mnohem rychleji k rovnováze než v případě, kdy nastává šok u CPVKSB a CPVKSH. Tyto proměnné (CPVKSH a CPVKSB) se po šoku navracejí do rovnovážného stavu po zhruba stejně dlouhém časovém úseku a statistický významný dlouhodobý vztah mezi nimi a CZVP prokázán nebyl.

Z analýzy vztahů mezi CZVP a CPV všech krmných směsí vyplývá, že krmné směsi pro výkrm prasat akceptují změnu ceny pšenice a přenášejí ji do ceny krmné směsi. Znamená to, že producenti krmných směsí pro prasata reagují v případě zvýšení CZV pšenice zvýšením ceny krmné směsi pro prasata a naopak, avšak s jinou intenzitou. Naopak statisticky významný vztah mezi CZVP a CPVKSB a CPVKSH prokázán nebyl. Znamená to, že výrobci těchto krmných směsí nepovažují nárůst či pokles ceny pšenice za signifikantní faktor vedoucí ke zvyšování nebo snižování cen krmných směsí. Kointegrační analýza zpracovaná v rámci modelu 1 naznačuje, že nelze zamítnout hypotézu H4 a tudíž platí, že ceny jsou kointegrované a mají tendenci konvergovat k rovnovážnému stavu.

Prostřednictvím výsledků modelu 2 lze zhodnotit vzájemné vztahy mezi cenou krmných směsí pro brojlerů a cenou drůbežního masa. Výsledky kointegrační analýzy a VECM naznačují funkčnost cenové transmise oběma směry, tj. CZV drůbežního masa ovlivňuje CPV krmných směsí pro brojlerů a naopak CPV krmných směsí pro brojlerů ovlivňuje CZV drůbežního masa. Impulse-response analýza uvádí, že v případě šoku v některé z analyzovaných proměnných dochází v určitém časovém horizontu k odeznění této reakce a ceny mají tendenci konvergovat k rovnovážnému stavu. Tyto skutečnosti vedou k tomu, že v sektoru chovu drůbeže nelze zamítnout hypotézu H3 ani hypotézu H4. Funkčnost této cenové transmise je zřejmě vázána také na koncentraci

výroby a míru vertikální integrace (holding Agropol) mezi výrobcí drůbežního masa a výrobcí krmných směsí. Špičková a málo diferencovaná technologie mezi podniky tak v případě nefunkčnosti cenového přenosu může díky krátkému cyklu reagovat mnohem dříve snížením výroby. Vzhledem k vertikálnímu propojení mezi výrobcí krmných směsí a výkrmem drůbeže (holding Agrofert) pak při zvýšení CPVKS dochází ke krátkodobému snížení výroby masa. Vzhledem ke ztrátě (resp. poklesu zisku), která díky tomu vzniká výrobcům krmných směsí, mohou výrobci masa vyvolat tlaky na rychlejší reakce CPVKS k cílené cenové úrovni.

Výsledky modelu 3 ukazují, zda a případně jakým způsobem reagují producenti vepřového masa na změnu ceny krmné směsi. Z povahy cenové transmise a vztahů mezi CZVMV a CPVKS vyplývá, že CPVKS statisticky významně neovlivňuje cenu, kterou zemědělec obdrží při prodeji jatečných prasat a vede zároveň k zamítnutí hypotézy H3 v sektoru chovu prasat. V návaznosti na hypotézu H4 lze konstatovat, že tuto hypotézu nelze zamítnout, neboť ceny jsou kointegrované jedním kointegračním vektorem a v případě inovace (šoku) dochází k jejímu odeznění a reakce se vyčerpává. Ve výkrmu prasat nelze hovořit o tak jednotné technologii (z hlediska přírůstku a užitkovosti) a koncentrované výrobě. Také délka výrobního cyklu v tomto sektoru neumožňuje tak rychlé a krátkodobé snížení produkce a producenti masa nemají ve vztahu k masnému průmyslu silnou vyjednávací pozici.

Z charakteristik povahy cenové transmise dle modelu 4 vyplývá existence dlouhodobého vztahu mezi CPV krmné směsí pro skot a CZV hovězího masa, která je v souladu s definovanou hypotézou H3, kterou nelze v chovu skotu zamítnout. Dle této hypotézy platí, že CPV krmné směsí pro skot statisticky významně ovlivňuje CZV hovězího masa. Sledované ceny jsou v modelu 4 opět kointegrované jedním kointegračním vektorem, mají tendenci konvergovat k rovnovážnému stavu a nelze proto zamítnout hypotézu H4. CZV hovězího masa vykazuje nejnižší variabilitu ze všech CZV masa a právě díky nízkým výkyvům může docházet k tomu, že se ceny na nízké úrovni „respektují“, aniž by o to usilovaly.

Dopady výsledků cenové transmise výše uvedených modelů na alokační efektivnost pšenice a případně rentabilitu výkrmu či ekonomiku zemědělských podniků lze dále podrobněji analyzovat. Vyjdeme-li z analýzy struktury nákladů na výkrm a předpokladu, že náklady na krmivo tvoří významný podíl ve struktuře nákladů (Zeman a kol, 2007), pak za předpokladu racionálního chování zemědělských subjektů lze předpokládat, že budou tyto „vysoce podílové“ složky nákladů kontrolovány a

monitorovány, a že budou hledány cesty ke snižování těchto druhových položek nákladů, aniž by tím byla omezena celková produkce resp. užítkovost (tj. přírůstek ve výkrmu) či prodloužena délka výkrmu. V praxi samozřejmě existuje celá řada možností, jak snižovat celkové náklady výkrmu (nové technologie, zvyšování produktivity práce apod.), avšak v další části textu je uvažováno pouze o kontrole nákladů na krmivo a cestách vedoucích k jejich snižování, resp. zvyšování rentability výkrmu.

Bylo-li na základě výsledků optimalizačního modelu technicko-ekonomických omezení zjištěno, že je spotřeba pšenice v odvětví chovu prasat i drůbeže významná co do rozsahu užití a ve struktuře nákladů tvoří významný podíl, potom je účelné v procesu kontroly nákladů kromě jiného sledovat i vývoj ceny pšenice. To dokládá také Zedník (2007), který uvádí, že vysoký podíl nákladů na krmiva v celkové struktuře nákladů na výkrm může mít negativní ekonomické důsledky. Pokud dojde vlivem vysokých cen obilovin k nárůstu cen krmných směsí, tj. za předpokladu fungující cenové transmise mezi CZVP a CPVKS, pak je dopad v zemích s vysokým podílem nákladů na krmiva na celkovou ekonomiku živočišné výroby výrazně citelnější.

Jestliže výrobci krmných směsí přenášejí nárůst či pokles ceny pšenice do ceny krmné směsi, pak cenové výkyvy u komodity pšenice a vývoj CZVP pšenice ovlivňuje alokační efektivnost této komodity. Budeme-li předpokládat zemědělský podnik se smíšeným výrobním programem, tj. jak rostlinnou, tak i živočišnou produkcí, nabízí se z hlediska alokační efektivnosti dvě variantní řešení:

1. využívat systém zpětných odběrů, tj. dodávat výrobcům krmných směsí vlastní surovinu (zrno pšenice, příp. i jiné komponenty) oceněnou ve výši vlastních nákladů a nakupovat krmné směsi z vlastních surovin (s ohledem na analyzované vztahy mezi CZVP a CPVKS není uvažováno s vlastní výrobou krmných směsí); tzn., že pšenice plní funkci podnikového meziprojektu;
2. realizovat krmnou pšenici na trhu za aktuální tržní cenu (CZVP) a následně v krmných směsích nakupovat pšenici jinou, oceněnou výrobcem krmných směsí v reálných cenách; tj. pšenice plní funkci tržní produkce.

První varianta je samozřejmě závislá na rozsahu pěstebních ploch, osevním postupu a odrůdové skladbě (potravinářské odrůdy a odrůdy s nevhodnou pekařskou jakostí, resp. odrůdy vhodné ke krmení). To znamená, zda je ve výrobním programu zemědělce objem vyráběné pšenice dostačující pro potřebu živočišné výroby a případně zda vznikají přebytky, jejichž využití je buď pro tvorbu vnitropodnikových zásob při dostatečných skladovacích kapacitách nebo pro variantu č. 2.

Je-li krmná pšenice oceněna vlastními náklady, je nutné tyto náklady porovnat s CZV pšenice realizovanou na trhu. Je-li CZVP vyšší než vlastní náklady, pak využití vlastní pšenice v systému zpětného odběru může vést ke zlevňování výkrmu. Platí-li, že CZVP je pod úrovní vlastních nákladů, pak může dodávka vlastních komponent krmných směsí zapříčinit zvýšení nákladů na krmivo. V současném dotačním systému, který je vázán zejména na plochu (SAPS), pak lze právě výši dotace na 1 hektar zemědělské půdy použít jako kompenzaci výše definované ztráty, neboť je zde evidentní vazba mezi odvětvím rostlinné a živočišné výroby.

Jestliže dojde na trhu ke zvýšení CZVP, potom mají zemědělci a potažmo i výrobci krmných směsí možnost nahradit pšenici jinou a sice levnější komponentou. Problémem však může být nižší kvalita nově vzniklé krmné směsi, která se projeví např. horší stravitelností, nižšími přírůstky, zhoršením zdravotního stavu apod., jak na to poukazují různé výzkumy v oblasti výživy zvířat (Jedlička, 2006; Pechem, 2006; Grauer, 2007; aj.). Praktickým problémem zůstává, že u prodáváných krmných směsí nemají jejich výrobci povinnost deklarovat a garantovat přírůstek a nelze proto tvrdit, že krmná směs má co do kvalitativních parametrů jednotné a unifikované vlastnosti.

Jestliže i za předpokladu zvýšení CZVP bude zemědělec trvat na složení krmné směsi bez případné substituce pšenice jinou a levnější komponentou (tj. procentický podíl pšenice zůstane v krmné směsi zachován, neboť je tato směs vyráběna „na míru“), pak v případě varianty č. 1 (vlastní dodávky pšenice) může zemědělec využít levnější pšenici z vlastních zásob či z aktuální produkce. V praxi zpravidla neplatí, že by docházelo k významným změnám ve velikosti výrobních nákladů v přepočtu na jeden hektar pšenice, obdobně i hektarové výnosy zrna jsou v ČR dle variačního koeficientu poměrně stabilní, proto lze považovat tuto variantu vhodnější pro podnikatelské subjekty s averzí k riziku.

Jestliže nakupované krmné směsi nejsou vázány na dodávku vlastních surovin (varianta 2), pak výrobci krmných směsí, za předpokladu fungující cenové transmise mezi CZVP a CPVKS, promítnou nárůst CZVP do ceny krmné směsi a dojde tak k faktickému zdražování samotného výkrmu, které však již není kompenzováno současným nárůstem CZV masa. Právě CZV masa zde sehrává svou roli. Jestliže CZV vepřového masa ovlivňuje cenu krmných směsí pro prasata (obdobně i CZV drůbežního masa ovlivňuje CPV krmných směsí pro brojlerů), potom producenti těchto krmných směsí zneužívají svého postavení a diktují cenu shora právě proto, že předpokládají, že

vysoká CZV masa zvýší zájem zemědělců o produkci masa a tím i poptávku po krmných směsích.

Je však nutné podotknout, že CZV vepřového masa neodráží růst CPV krmných směsí pro prasata (jak vyplývá z výsledků modelu 3) a je rovněž diktována shora, případně vázaná na importní cenu masa. CZV vepřového masa však také dle výsledků dekompozice rozptylu sehrává v dlouhém období poměrně významnou roli v chybě prognózy CPV krmné směsi pro prasata.

Naopak CZV drůbežního resp. hovězího masa dle výsledků modelu 2 resp. 4 významně reagují na zvýšení či snížení CPVKS pro brojlerů resp. skot. Zatímco v chovu drůbeže je krmná dávka složena pouze z krmných směsí, v chovu skotu se může projevit vliv složené krmné dávky. To může v případě chovu skotu signalizovat nerovnoměrnost krmné dávky z ekonomického hlediska, tj. poukazovat na rostoucí význam nákladové hodnoty objemových krmiv tvořících krmnou dávku. Jestliže dochází ke zvýšení CPVKS pro skot, a na základě fungující cenové transmise k přenosu ceny do výrobních nákladů, roste s ohledem na ekonomickou efektivnost význam objemových krmiv. Objemová krmiva by totiž měla kompenzovat zvýšení nákladů na krmné směsi, aby nedocházelo ke zhoršení ekonomických výsledků výkrmu.

Na základě všech provedených výsledků lze zamítnout hypotézu H1. Znamená to, že vztahy ve výrobní vertikále nebyly významně simultánní, přesto však výrobní vertikála vykazuje znaky poptávkově řízeného systému.

Posledním dílčím cílem (č. 4) bylo analyzovat spotřebu pšenice v krmných směsích pro různé kategorie hospodářských zvířat v ČR s ohledem na technická a technicko-ekonomická omezení. K naplnění tohoto cíle bylo pro analýzu spotřeby surovin ve výrobě krmných směsí s ohledem na cenu komodit, požadavky kladené na výživu zvířat a obsah živin v jednotlivých komponentách krmných směsí, využito nástroje lineárního programování. Výsledky této optimalizace jsou uvedeny v kapitole 5.3.

V návaznosti na tento dílčí cíl byla definována hypotéza H6: Existují ekonomická omezení, která se promítají do složení krmných směsí pro různé kategorie hospodářských zvířat.

Při konstrukci a výpočtu modelu lineárního programování byl kladen důraz na obsah živin v krmných směsích, které jsou základním předpokladem adekvátní užitkovosti. Neboť nároky na krmné směsi zpravidla požadují zajištění odpovídajícího

přírůstku a dobrou konverzi krmiva, což se následně promítá do výsledné rentability chovu.

Při sestavování receptur krmných směsí bylo nutné respektovat některá základní pravidla a skutečnosti týkající se výživy, na které poukazují Grauer (2007), Stuess (2006), Abramson (2007), Plachý, Kodeš, Hořejšová (2006), Kolářová Trnková (2007), Zeman a kol. (2007) aj.

V modelu nebylo kalkulováno s délkou spotřeby jednotlivých krmných směsí, která může mít vliv např. v případě fázové výživy ve výkrmu brojlerů, jak to dokládá např. Stuess (2006). Zároveň nebyly jednotlivé krmné směsi kvantifikovány na definovanou užitkovost či pro konkrétní plemena. Jedná se o průměrné složení krmných směsí vázané na průměrnou užitkovost resp. přírůstky v ČR.

I přes to, že na stravitelnost krmiv má vliv např. fyziologický stav, věk, plemeno a genotyp, jak tvrdí Plachý, Kodeš, Hořejšová (2006), nebyly tyto faktory podrobněji analyzovány. Při sestavování receptur krmných směsí tak byly respektovány základní požadavky z hlediska výživy zvířat, použitelnosti surovin apod. Zvláštní důraz byl kladen zejména na obsah živin, příp. jejich vzájemný poměr, který může být u některých kategorií zvířat specifický. Tento přístup vychází z tvrzení Stuess (2006), že hlavním úkolem při sestavování receptur krmných směsí pro výkrm brojlerů je postarat se o přijatelnou kombinaci obsahu energie a všech nepostradatelných živin, stejně tak jako i zvolit vhodná aditiva zlepšující efektivnost výkrmu a potlačujících antinutriční faktory. V chovu prasat pak Grauer (2007) na základě výsledků provedených pokusů zdůrazňuje, že ve výkrmu prasat je podíl svaloviny sice závislý na příjmu živin a přírůstku hmotnosti, nejvíce jej však ovlivňuje poměr bílkovinné a energetické složky krmiva, vyjádřený poměrem lyzinu a metabolizovatelné energie. Abramson (2007) a Kolářová Trnková (2007) zdůrazňují nároky na výživu vysokoužitkových dojnic. S ohledem na jejich výzkum byla věnována pozornost zejména aminokyselinám – lyzinu a methioninu, které jsou považovány za limitující faktory. Dále pak bylo nutné zajistit dostatek energie (škrobu) a bílkovin (skladba aminokyselin), jež jsou nezbytné k růstu a produkci.

Výsledky optimalizačních modelů spotřeby surovin v krmných směsí dokládají, že definovanou hypotézu H6 nelze zamítnout, neboť z porovnání výsledků modelů technických omezení s modelem technicko-ekonomických omezení je zřejmé, že cena komponent krmných směsí ovlivňuje složení krmných směsí a tím i výslednou cenu krmné směsi. To koresponduje s poznatky řady autorů (např. Zedník, 2007; Zeman a

kol., 2007; Pechem, 2006; Písaříková, 2006 a další), kteří tvrdí, že vysoká cena některých komponent krmných směsí působí na nižší využití těchto surovin v praxi.

Výsledky optimalizačního modelu technicko-ekonomických omezení poukazují na rozdílné využití surovin ve výrobě krmných směsí ve srovnání se statistickými daty. Při existenci ekonomických omezení, tj. při současné kvantifikaci vlivu cen a požadavků kladených na výživu zvířat v procesu optimalizace, dochází ke zvýšení podílu obilovin v porovnání se statistickými daty i s modelem technických omezení. I přesto, že celkový podíl obilovin vzrostl, neplatí to pro všechny druhy obilovin.

Ekonomická omezení, resp. cena, zvyšují využití obilovin v krmných směších. To lze do určité míry vnímat jako negativní ekonomický jev s ohledem na skutečnost, že spotřeba obilovin v krmných směších států západní Evropy je nižší než je tomu v České republice. Na tento fakt poukazuje Zedník (2007), který tvrdí, že podíl obilovin v krmných směších oproti počátku 90. let klesá na úkor zvýšení podílu sójových a řepkových šrotů, ale je přesto výrazně vyšší než ve státech západní Evropy. Tento rozdíl se projevuje ve větším dopadu na ekonomiku živočišné produkce při výrazném zvýšení cen obilovin, ke kterému došlo např. v roce 2004 či 2007.

Zastoupení pšenice v krmných směších pro jednotlivé kategorie zvířat je značně diferencované. Ve srovnání se statistickými daty je procentický podíl pšenice dle výsledků modelu technicko-ekonomických omezení vyšší, totéž platí i v porovnání s výsledky modelu technických omezení. Z hlediska naturální spotřeby je pak evidentní nárůst spotřeby pšenice dle modelu technicko-ekonomických omezení v porovnání s modelem technických omezení.

Nejvyšší využití pšenice co do naturálního rozsahu je zřejmé v chovu drůbeže, následované chovem prasat. To je dáno zejména počty zvířat, spotřebou krmných směsí v krmné dávce a zároveň také vysokým podílem pšenice v krmných směších drůbeže, a to jak ve výkrmu brojlerů, tak ve výkrmu krůt i chovu nosnic.

Z výsledků optimalizačního modelu technicko-ekonomických omezení vyplývá, že vlivem cen došlo ve srovnání s modelem technických omezení k poměrně významnému nárůstu podílu ječmene v krmných směších a naopak k úbytku kukuřice. Za jeden z důvodů nárůstu této komponenty lze považovat právě CZV ječmene, která se v analyzovaném roce (2007) pohybovala pod úrovní ceny pšenice i kukuřice a společně s ovsem představovala levnější druh obilovin. Je však nutné podotknout, že tato charakteristika neplatí vždy, jak vyplývá z publikací MZe (Situační a výhledové

zprávy). CZV ječmene např. převýšily CZV pšenice v důsledku nedostatku krmného obilí souvisejícího s větším objemem exportu potravinářské pšenice.

V rámci užití obilovin v krmných směsích stojí za zmínku např. ve srovnání se statistickými daty vyšší zastoupení tritikále. Využitelnost tritikále v krmných směsích se liší dle druhů a kategorií zvířat. Dle optimalizačního modelu má tritikále určitý potenciál v chovu drůbeže i chovu prasat. V krmných směsích se často chová do určité míry jako substitut pšenice, příp. ječmene, avšak ve vazbě na pšenici ji z receptury krmné směsi zcela nevyřazuje. Zvýšení podílu tritikále v krmných směsích je i v praxi reálné a je plně v souladu s požadavky zvířat. Dokládají to např. výzkumy Bobkové a Hromádky (2007), kteří zdůrazňují, že i přesto, že ve výkrmu drůbeže je zrna tritikále příliš málo využíváné, je pro zkrmování v krmné dávce pro drůbež vhodné. Dokládají to na základě publikovaných zahraničních výsledků z USA, které potvrzují, že 20 – 40% zastoupení tritikále v krmné dávce nezpůsobuje problémy při zkrmování. Zároveň i produkce tritikále v České republice umožňuje vyšší využitelnost.

Ve výsledcích obou optimalizačních modelů nelze opomenout množství spotřeby luštěnin, zejména hrachu. Oproti statistickým datům ukazují oba modely (jak technických, tak i technicko-ekonomických omezení) na několikanásobně vyšší užití hrachu ve srovnání s reálnými daty. Cena komodit redukuje v procesu optimalizace spotřebu hrachu oproti technickým omezením na polovinu, přesto však převyšuje reálnou spotřebu roku 2007 více než 4krát. Současně s nárůstem užití hrachu dochází dle výsledků obou optimalizačních modelů k redukci spotřebovávaného množství sójového extrahovaného šrotu, který je do České republiky importován.

Na potenciál a možnosti užití hrachu poukazuje také Pressenda a kol. (2008), Čechura a Peterová (2008) či Jambor a Vosynková (2006). Pressenda a kol. (2008), obdobně jako Čechura a Peterová (2008) kvantifikují potenciální užití hrachu v České republice ve výši až 150 tis. tun.

Jambor a Vosynková (2006) hovoří ve prospěch užití luskovin s ohledem na problém výroby vlastního a levného zdroje dusíkatých látek, který může vyvstat např. u skotu s vysokou mléčnou užitkovostí, neboť drahé suroviny zhoršují ekonomiku výroby mléka. Navrhují proto právě luskoviny jako vhodný zdroj rostlinných dusíkatých látek bílkovinného charakteru a doporučují tím s ohledem na ceny surovin a rentabilitu výroby mléka snížit potřebu dovážené sójové moučky na minimum.

Na nezbytnost snížit závislost sestavovaných krmných směsí na sójovém extrahovaném šrotu poukazuje Zeman a kol. (2007). Svůj argument podporuje

výzkumem týkajícím se potřeby aminokyselin pro kojící prasnice. Tvrdí, že vzhledem k tomu, že se u prasat dnes zkrmuji převážně celorostlinné diety, je nezbytné snížit závislost právě na sójovém extrahovaném šrotu a do těchto dávek se snažit uplatnit tuzemské zdroje bílkovin (hrách, bob a jiné).

V neprospěch využívání sójových extrahovaných šrotů hovoří do určité míry i skutečnost, že ani EU není v produkci některých komponent krmných směsí soběstačná. Mezi tyto komponenty patří dle Zedníka (2007) vedle sójových extrahovaných šrotů také rybí moučka nebo melasa.

Vyšší využívání některých komponent krmných směsí bylo rovněž zapříčiněno zákazem používání masokostních mouček ve výživě zvířat. Písaříková a kol. (2006) právě v souvislosti se zákazem používání masokostních mouček ve výživě zvířat poukazuje na nutnost náhrady živočišných bílkovin bílkoviny rostlinného původu. Jako vhodné zdroje uvádí např. sóju, další luštěniny (hrách, bob a lupinu), olejninu (řepku olejnou a slunečnici). Dále uvádí, že jednou z cest je také vyšší využívání pseudocereálie - amarantu, který však nebyl v procesu optimalizace krmných směsí mezi komponentami zahrnut.

Nelze opomenout ani význam luskovin z agrotechnického hlediska, neboť bývají označovány jako vhodné předplodiny. To dokládají také Jambor a Vosynková (2006), kteří poukazují na zvýšení výnosu obilovin setých po luskovinách o 0,6 – 0,8 t/ha.

Ve vazbě na pšenici je nutné kvantifikovat i využití otrub v krmných směsích. Otruby mají své místo v krmných směsích díky dietetickým účinkům, pro některé kategorie zvířat však nejsou vhodné. Omezení z hlediska použitelnosti otrub je u některých hospodářských zvířat značné, avšak i přes tato omezení je dle výsledků obou optimalizačních modelů vyšší užití ve srovnání se statistickými daty roku 2007. Užití otrub v optimalizačním modelu technicko-ekonomických omezení je zejména v chovu prasat (u březích a kojících prasnic) a dále v mnohem menší míře v chovu skotu, avšak tato spotřeba otrub převyšuje spotřebu dle statistických údajů. I přes omezené množství otrub v České republice, vázané na zpracování potravinářské pšenice, neodporuje podíl otrub ve struktuře krmných směsí resp. velikost spotřeby otrub produkčnímu omezení v ČR, tj. množství otrub vyprodukovaných na domácím trhu.

Zastoupení krmiv živočišného původu naráží na legislativní omezení. Na základě výsledků optimalizačních modelů lze konstatovat, že množství krmiv živočišného původu je také významně determinováno vysokou jednotkovou cenou. To má za následek absenci těchto krmiv. Na vysokou cenu např. rybí moučky poukazuje i

Písaříková (2006). I přesto, že rybí moučka představuje surovinu s vysokým obsahem proteinu, aminokyselin a dobře využitelného fosforu, její cena však výraznějším využitím nedovoluje (Písaříková, 2006). Tato skutečnost je zřejmá i z výsledků modelu technických omezení, kde je užití rybí moučky podstatně vyšší než je tomu v modelu technicko-ekonomických omezení.

Na základě výsledků technicko-ekonomické optimalizace lze konstatovat, že dražší suroviny jsou v procesu technicko-ekonomické optimalizace nahrazovány levnějšími. To je evidentní např. u hrachu a sójového extrahovaného šrotu, v případě rybí moučky apod. Cenová omezení působí na zvýšení užití obilovin, zejména pak ječmene a pšenice.

Rovněž výsledky analýzy stínových cen dokládají, že ekonomická omezení hrají svou roli ve složení krmných směsí a poukazují na možný potenciál užití kvalitní krmné pšenice. Znamená to, že rovněž na základě analýzy stínových cen nelze definovanou hypotézu H6 zamítnout. Z analýzy stínových cen vyplývá, že snížení CZV pšenice o 50 % povede téměř ke zdvojnásobení její spotřeby. Je však nutné podotknout, že u některých kategorií zvířat naráží vyšší množství pšenice na technická omezení, která jsou definovaná s ohledem na výživu zvířat a maximální procentické zastoupení pšenice v krmných směsích.

Získané výsledky a závěry z nich plynoucí lze shrnout v oblasti teoreticko-metodologických a praktických přínosů disertační práce.

Metodické přístupy využití k analýze časových řad ve formě kointegrační analýzy a VECM umožňují pracovat s daty, které mají charakter nestacionárních časových řad a využít informace v časových řadách obsažených pro analýzu krátkodobé a dlouhodobé dynamiky ve výrobní vertikále. Tyto *metodické přístupy jsou aplikovatelné v různých druhích výrokových vertikál a napomáhají objasnění základních funkčních mechanismů v cenové transmissi výrobní vertikály.*

Obdobně i *optimalizační model* poukazuje na širší možnosti využití, než jen u komodity pšenice - *lze jej použít pro různé komponenty krmných směsí a následně dále rozšířit či modifikovat pro výrobu masa v konkrétních podmínkách*, tj. pro konkrétní užitkovost či cenové podmínky.

Výrobní vertikála vykazuje znaky poptávkově řízeného systému. Poptávkově řízený systém od zpracovatelů masa i výrobců krmných směsí je zjevný v sektoru chovu skotu i drůbeže, naproti tomu v chovu prasat je evidentní vliv zpracovatelů krmných

směsí, vliv zpracovatelů masa není v tomto článku výrokové vertikály signifikantní. Ve výrokové vertikále chovu drůbeže se navíc zřejmě významně projevuje koncentrace výroby a propojení holdingového typu mezi výrobcí masa a producenty krmných směsí, které podporuje funkčnost této transmise v chovu drůbeže.

Analýza dlouhodobé dynamiky poukazuje na skutečnost, že mezi vybranými cenami ve výrokové vertikále existují dlouhodobé vztahy, avšak charakter těchto vztahů je do určité míry odlišný v návaznosti na odvětví živočišné výroby, v němž je krmná pšenice spotřebována a také v návaznosti na délku výrobního cyklu samotného výkrmu. Nelze tvrdit, že využití pšenice ve výkrmu monogastrů vykazuje shodné zákonitosti. Naopak byla identifikována řada odlišností, které jsou vázány buď pouze k chovu prasat, nebo pouze k chovu drůbeže. Výkrm skotu vykazuje s ohledem na charakter výkrmu a složení krmné dávky rovněž odlišnosti, lze však najít i společné charakteristiky s chovem prasat či chovem drůbeže. Ve všech člancích analyzované výrokové vertikály byla prokázána rozdílná intenzita přenosu změny ceny do ceny navazujících produktů a naopak, tudíž rozdílný vliv tržní síly navazujících článků ve výrokové vertikále.

Poznání o zákonitostech cen a jejich vzájemných vazeb se jeví jako klíčové s ohledem na to, že *existují ekonomická omezení, která ovlivňují alokaci pšenice ve výrokové vertikále, neboť byl prokázán vliv ekonomických omezení, tj. ceny komponent, na strukturu a složení krmných směsí u všech kategorií zvířat. U komponenty pšenice se objevují praktické problémy, které mohou mít své vazby zejména na zahraniční obchod i samotnou kvalitu výkrmu. Vzhledem k tomu, že kvalita zrna pšenice významně ovlivňuje kvalitu, resp. užitkovost samotného výkrmu, je nezbytné věnovat ve struktuře krmných směsí nemalou pozornost právě jakosti zrna.*

S ohledem na výživu zvířat a tlaky na ekonomickou efektivnost lze doporučit *definování krmné hodnoty pšenice v krmných směsích, aby se zabránilo snižování stravitelnosti a negativním dopadům v užitkovosti ze zkrmování potravinářské pšenice. Na kvalitativní parametry pšenice by tak měli apelovat zejména zemědělci, kteří jsou konečnými uživateli krmných směsí. Důvodem tohoto požadavku je rovněž skutečnost, že krmné směsi tvoří poměrně významnou část výrobních nákladů a mají tak významnou vazbu na samotnou rentabilitu výkrmu.*

V souvislosti s přebytky pšenice na domácím trhu, jak je indikuje analýza komodity pšenice, je vhodné doporučit *orientovat zahraniční obchod na vývoz*

potravinářské pšenice, a to buď jako potraviny, splňuje-li potravinářské parametry, nebo její využití na líc za předpokladu, že zrno potravinářské kvality nedosahuje.

Analýza komodity pšenice ve výrobní vertikále poukazuje na význam této plodiny v rostlinné i živočišné výrobě. Efektivní alokace této komodity naráží na řadu praktických problémů, které lze prostřednictvím výše definovaných doporučení a charakteristik částečně eliminovat a podpořit tak význam této světově rozšířené plodiny v zemědělské prvovýrobě i navazujících článcích výrobní vertikály.

7. SEZNAM LITERATURY

- [1] ABRAHAMOVÁ M.; aj. *Struktura trhu a distribuční toky vybraných komodit rostlinného a živočišného původu*. Praha : VÚZE, 11/2002. s. 2-7.
- [2] ABRAMSON S. Může správná výživa vysokoužitkových dojnic ovlivňovat životní prostředí? *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 43 - 44.
- [3] ALLEN R.G.D. *Matematická ekonomie*. Praha : ACADEMIA, nakladatelství Československé akademie věd, 1971. 782 s.
- [4] ALOGOSKOUFIS G. S., SMITH R. On Error Correction models: Specification, Interpretation, Estimation. In *Journal of Economics Surveys*, 5. 1991. s. 97 – 128.
- [5] ARLT J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1. vydání. Praha : Grada Publishing, s. r. o. 1999. s. 244; 312 s. ISBN 80-7169-539-4.
- [6] BAILEY D., BRORSEN B. W. *Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets*. *Western Journal of Agricultural Economics*. Vol. 14, No 2. 1989. s. 246 – 252.
- [7] BAKHSHOODEH M., THOMSON K. J. Input and output technical efficiency of wheat production in Kerman, Iran. In *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 24, No. 3, březen 2001. s. 307 – 313.
- [8] BIERENS H. J. *Vector time series and innovation response analysis*. Download at <http://www.econ.psu.edu/~hbierens/var.pdf> on 15. 4. 2009.
- [9] BOBENRIETH E. S. A.; WRIGHT B. D. The Short-run Dynamics of World Wheat Prices. In *The Economics of World Wheat Markets – edited by J. M. Antle and S. H. Smith*. USA : CABI Publishing, 1999. s. 107 – 126. ISBN 0-85199-360-5.
- [10] BOBKOVÁ L., HROMÁDKO M. Selgen nezapomíná v nabídce odrůd pšenice a tritikale na krmnou jakost. *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 30 - 31.
- [11] BORENSTEIN S. a kol. *Do Gazoline Prices reskond asymmetrically to Crude Oil Price Changes?* *Quartely Jurnal of Economics*. Vol. 112. 1997. s. 305 – 339.
- [12] BOUSSARD J. M. When risk generates chaos. In *Journal of Economics Behaviour of Organisation* 29, 1996. s. 433 – 446.
- [13] BOUSSARD J. M. The impact of prices and macroeconomic policies on agricultural supply: a synthesis of available results – A comment. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 21, No. 1, srpen 1999. s. 19 – 20.
- [14] BURTON M. Some Illustrations of chaos in commodity models. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 44, 1995. s. 38 – 50.
- [15] COLIN A. C; REVOREDO C.; SMITH V. H. The Longer-run Dynamics of World Wheat Prices: the Role of Stocks. In *The Economics of World Wheat Markets – edited by J. M. Antle and S. H. Smith*. USA : CABI Publishing, 1999. s. 77 – 106. ISBN 0-85199-360-5.
- [16] CRAMER G. L.; JENSEN C. W. *Agricultural Economics and Agribusiness*. 6th edition. Kanada : John Wiley & Sons, Inc., 1994. 534 s. ISBN 0-471-59552-7.
- [17] CZYZEWSKI B; aj. Polish Agriculture: Economic Transition and Long Run Trends. In POGANIETZ, W-R; aj. *Perspectives on Agriculture in Transition:*

- Analytical Issues, Modelling Approaches and Case Study Results*. IAMO, 2000. s. 140 – 191.
- [18] ČECHURA L., PETEROVÁ J. Optimalizace struktury surovin pro výrobu krmných směsí v ČR. *Krmivářství*, Vol. 12 (3), 2008. s. 27 – 29.
- [19] ČECHURA L., PRESSEDA F., HUČKO J. Economic feedstuffs model – economic analyses of the Czech feed industry. In *Sborník z mezinárodní vědecké konference AP XVI. – Evropské trendy v rozvoji zemědělství a venkova*. Praha : ČZU v Praze, PEF, 2007. ISBN 978-80-213-1675-1. s. 85 – 92.
- [20] ČECHURA L. *Prognostické metody*. Nepublikované skriptum PEF, ČZU v Praze, 2005.
- [21] da SILVA O. M., GRENNES T. Wheat policy and economic wide reform in Brazil. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 20, No. 2, březen 1999. s. 143 – 157.
- [22] ENGLE R. F., GRANGER C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. Březen 1987. s. 251 – 276.
- [23] FEFAC. Feed & Food. Statistical yearbook 2007. <http://www.fefac.org/file.pdf?FileID=17088>
- [24] FREY G., MANERA M. *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*. Nota di Lavoro 100.2005. September 2005. Download on: <http://www.feem.it/Feem/Pub/Publications/WPapers/default.htm>
- [25] GRAHAM E. *Estimating Restricted Cointegrating Vectors*. UC San Diego : Department of Economics, UCSD, 1999. Download at: <http://escholarship.org/uc/item/5sr55716>
- [26] GRANGER C. W. J. *Modelling economic series*. Oxford Clarendon Press, 1991, ISBN 0-19-828736-4.
- [27] GRAUER P. Vliv příjmu celkových a stravitelných živin na masnou užitkovost prasat. *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 10 - 14.
- [28] HANSEN B. Efficient estimation and testing of cointegrating vector in the presence of deterministic trends. *Journal of Econometrics*, 53, 1992. s. 87 – 121.
- [29] HAVRÁNEK J. Ke struktuře trhů potravinové vertikály. In *Sborník prací* 35/92. Praha : Vysoká škola zemědělská, PEF, 1992. s. 289 – 299. ISBN 80-213-0000-0.
- [30] HINDLS R., HOLMAN R., HRONOVÁ S. a kol. *Ekonomický slovník*. 1. vydání. Praha : C. H. Beck, 2003. 519 s. ISBN 80-7179-819-3.
- [31] HOLMAN R. *Ekonomie*. 3. aktualizované vydání. Praha : Nakladatelství C. H. Beck, 2002. 714 s. ISBN 80-7179-681-6.
- [32] HOLUB K. Fytogenní aditiva nahrazují antibiotické stimulatory růstu. *Krmivářství* 1/2006, X. ročník. s. 21.
- [33] HUŠEK R. *Ekonometrická analýza*. Praha : Ekopress, 1999. 303 s. ISBN 80-86119-19-X.
- [34] HUŠEK R. *Základy ekonometrické analýzy II. Speciální postupy a techniky*. Praha : VŠE, 1998. s. 215. ISBN 80-7079-441-0.

- [35] HUŠEK R.; PELIKÁN J. *Aplikovaná ekonometrie – Teorie a praxe*. Praha : Professional Publishing, 2003. 263 s. ISBN 80-86419-29-0.
- [36] ILLEK J. Vliv výživy a poruch metabolismu dojníc na jakost mléka. *Krmivářství* 5/2006, X. ročník. s. 10 – 14.
- [37] JAKOBE P. *Perspektiva pěstování obilnin v ČR - Ochrana intenzivně pěstovaných obilnin proti škodlivým činitelům*. Praha : VÚZE, 2001.
- [38] JAMBOR V., VOSYŇKOVÁ, B. Staronové zdroje bílkovin ve výživě dojníc. *Krmivářství* 5/2006, X. ročník. s. 26 – 28.
- [39] JEDLIČKA M. Přípravení na přísné podmínky trhu. *Krmivářství* 1/2006, X. ročník. s. 8 - 9.
- [40] JHA S.; SRINIVASAN P. J. Grain price stabilization in India: Evaluation of policy alternatives. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 21, No. 1, 1999. s. 93 – 108.
- [41] JOHANSEN S. *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*. N. 12, 1988. s. 231-254.
- [42] JOHANSEN S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, 2005. 267 s. ISBN 0-19-877450-8.
- [43] KALDOR N. The role of commodity prices in economic recovery. *World Development*. Vol. 15, No. 5. 1987. s. 551 – 558.
- [44] KANNAPIRAN Ch. A. Commodity price stabilisation: macroeconomic impacts and policy options. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 23, No. 1, červen 2000. s. 17 – 30.
- [45] KIELE L. J. The commodity price stabilisation schemes for Papua New guinea's major export crops – some macroeconomic considerations. In Kannapiran, Ch., A.: Commodity price stabilisation: macroeconomic impacts and policy options. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 23, No. 1, červen 2000. s. 17 – 30.
- [46] KINNUCAN H. W., FORKER O. D. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 69. 1987. s. 285 – 292.
- [47] KJELDEN-KRAGH S. *International Trade Policy*. Kodaň : Copenhagen Business School Press, 2001. 282 s. ISBN 87-16-13484-2
- [48] KOLÁŘOVÁ TRNKOVÁ P. Tajemství trávení proteinů v bacheru skotu. *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 45 – 46.
- [49] KOMBEREC S. Ekonomika pěstování hlavních plodin v zemědělství ČR. Studijní zpráva. *Rostlinná výroba*, 1/95. Praha : Ústav zemědělských a potravinářských informací, 1995.
- [50] KOO W. W., MAO W., TAKESHI S.: Wheat demand in Japanese flour milling industry: a production theory approach. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 24, No. 2, leden 2001. s. 167 – 178.
- [51] KUMPRECHT J. Postoj FEFAC k zákazu používání antibiotických stimulantů růstu. *Krmivářství* 1/2006, X. ročník. s. 17.
- [52] LECHANOVÁ I. Cenová transmise v komoditní vertikále potravinářské obiloviny. In *Sborník z Mezinárodního semináře „Evropská integrace – příležitost*

- nebo hrozba?“. Brno : Mendelova zemědělská a lesnická univerzita Brno, 2004. s. 72 – 76. ISBN 80-7157-774-X.*
- [53] LLOYD T., a kol. *Price Transmission in Imperfectly Competitive Vertical Markets*. Discussion Paper No. 04/09. University of Nottingham. Květen 2004. ISSN 1360-2438.
- [54] MACÁKOVÁ L.; aj. *Mikroekonomie (základní kurs)*. 4. vydání. Praha : Melandrium, 1997. s. 27 - 37.
- [55] MAMINGI N. The impact of prices and macroeconomic policies on agricultural supply: a synthesis of available results. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 16, No. 1, březen 1997. s. 17 – 34.
- [56] MANKIWI N. G. *Zásady ekonomie*. Praha : Grada Publishing, 2000. s. 85 – 95.
- [57] McCLOSKEY D. N. *Aplikovaná teorie ceny*. Praha : SNP, 1993. 551 s. ISBN 80-04-26223-6.
- [58] McINTOSH Ch. S., SHUMWAY C. R.: Evaluating alternative price expectation models for multiproduct supply analysis. In *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 10, No. 1, leden 1994. s. 1 – 11.
- [59] MEYER J., von CRAMON-TAUBADEL S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 55, No. 3. November 2004. s. 581 – 611.
- [60] MEZERA J.; aj. *Panorama potravinářského průmyslu 2000*. Praha : VÚZE, 2001. s. 58.
- [61] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, 1997. 74 s.
- [62] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, srpen 1998. 84 s.
- [63] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, prosinec 2001. 84 s.
- [64] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, září 2003. 95 s. ISBN 80-7084-234-1.
- [65] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, září 2004. 104 s. ISBN 80-7084-308-X.
- [66] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, listopad 2006. 96 s. ISBN 80-7084-518-X.
- [67] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Obiloviny*. Praha : MZe ČR, prosinec 2008, 2009. 98 s. ISBN 978-80-7084-702-2.
- [68] MZe. *Panorama potravinářského průmyslu za rok 2005*. Praha : MZe ČR, 2006a. 92 s. ISBN 80-7084-546-5.
- [69] MZe. *Panorama potravinářského průmyslu za rok 2008*. Praha : MZe ČR, 2009a. 106 s. ISBN 987-80-7084-848-7.
- [70] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Průmyslová krmiva, září 2005*. Praha : MZe ČR, 2005b. 80 s. ISBN 80-7084-444-2.
- [71] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Průmyslová krmiva, říjen 2007*. Praha : MZe ČR, 2007b. 73 s. ISBN 978-80-7084-597-4.

- [72] MZe. *Situační a výhledová zpráva – Průmyslová krmiva, červen 2009*. Praha : MZe ČR, 2009b. 88 s. ISBN 978-80-7084-807-4.
- [73] NIGRIN, R. Domněnka, že pouze jeden rodák je schopen nahradit antibiotické stimulatory, je omylem. *Krmivářství 1/2006*, X. ročník. s. 22.
- [74] OECD (2004a): *Agricultural Outlook 2004/2013* download on <http://www.oecd.org/dataoecd/37/2/33704135.pdf> dne 23. 4. 2005.
- [75] PECEM H. P. Vysoká užitkovost – lepší ekonomika. SchumaLac pro rentabilní produkci selat. *Krmivářství 1/2006*, X. ročník. s. 29.
- [76] PELIKÁN M. Prognóza jakosti zrna pšenice. In *Úroda*, 38, č. 10, 1990. s. 442.
- [77] PELTZMAN S. Prices Rise Faster than they fall. *Journal of Political Economy* 108 (3). 2000. s. 466 – 502.
- [78] PESARAN H., PESARAN B. *Working with Microfit 4.0. Interactive Econometrics Analysis*. New York : Oxford University Press, 2003. ISBN 0-19-268531-7.
- [79] PETEROVÁ J. *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, PEF, 2000. s. 34 – 55. ISBN 80-213-0618-1.
- [80] PETR J. Agrotechnika potravinářské pšenice. In *Zemědělec – speciální příloha k pěstování a kvalitě potravinářské pšenice*. 1998. s. 4 – 7.
- [81] PETR J. Intenzita pěstování a kvalita ozimé pšenice. In *Úroda*, 48, č. 1, 2000. s. 14 – 15.
- [82] PETR J. Obilnářství včera a dnes. In *Zemědělský týdeník IV*. č. 34, 2001. s. 6 – 7.
- [83] PETR J.; HÚSKA J. *Speciální produkce rostlinná – I : obecná část a obiloviny*. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, AF, 1997. 193 s. ISBN 80-213-0152-X.
- [84] PHILIPS P. C. B, OULIARIS S. Asymptotic properties of residua based tests for cointegration. *Econometrica* 578, 1990. s. 165 – 193.
- [85] PÍSAŘÍKOVÁ B. a kol. Produkční účinnost krmných směsí se zastoupením amarantu. *Krmivářství 1/2006*, X. ročník. s. 39 – 42.
- [86] PLACHÝ V., KODEŠ A., HOŘEJŠOVÁ, V. Stravitelnost dusíku u moderních finálních hybridů prasat. *Krmivářství 2/2006*, X. ročník. s. 43 - 45.
- [87] PRESENDA R. a kol. Peas in the feed industry and ways to increase their use. In *Grain Legumes*, No. 50, 2008. s. 15 – 17.
- [88] RATINGER T., TOUŠEK Z. Vliv přijetí společné zemědělské politiky Evropské unie na rozvoj české ekonomiky. In *Politická Ekonomie 4/2004*. Praha : VŠE, 2004. s. 467 – 482.
- [89] REISCH E. *Lineární programování v zemědělské podnikové ekonomice*. 1. vydání. Praha : Státní zemědělské nakladatelství, 1967. 230 s.
- [90] SAMUELSON P. A., NORDHAUS W. D. *Ekonomie*, Praha : Nakladatelství Svoboda, 1991. 1011 s. ISBN 80-205-0192-4.
- [91] SEDDIGHI V.; aj. *Econometrics – A practical Approach*. Londýn : Routledge, Taylor Francis Group, 2002. 396 s. ISBN 0-415-15645-9.

- [92] SEGER J. *Statistické metody pro ekonomy průmyslu*. 1. vydání. Praha, Bratislava : SNTL – Nakladatelství technické literatury; Alfa, Vydavatelstvo technickém a ekonomickém literatury. 1988. s. 328 – 360.
- [93] SCHIFF M.; VALDÉS A. The political economy of agricultural pricing policy. A Synthesis of the Economics in Developing Countries. In *World Bank Comparative Study*. Vol. 4, Baltimore : Johns Hopkins University Press, 1992.
- [94] SIKORA M. a kol. Vliv bobu v KS na užitkové vlastnosti prasat. *Krmivářství* 5/2006, X. ročník. s. 34 – 35.
- [95] SLAVÍK L. Granulace: účinky hlavních komponentů. *Krmivářství* 5/2006, X. ročník. s. 42.
- [96] SOMMER A. a kol. *Potřeba živin a tabulky výživné hodnoty krmiv pro přežvýkavce*. Pohořelice : Česká akademie zemědělských věd – Komise výživy hospodářských zvířat, 1994. ISBN 80-901598-1-8.
- [97] STIESS P. Strategie fázové výživy ve výkrmu kuřecích brojlerů. *Krmivářství* 1/2006, X. ročník. s. 46.
- [98] ŠIMEČEK K. a kol. *Potřeba živin a tabulky výživné hodnoty krmiv pro prasata*. Pohořelice : Česká akademie zemědělských věd – Komise výživy hospodářských zvířat, 1993. ISBN 80-901598-0-X.
- [99] TVRDOŇ J. Některé souvislosti teorie a praxe utváření tržní rovnováhy zemědělských a potravinářských výrobků. In *Sborník prací 35/92*. Praha : Vysoká škola zemědělská, PEF, 1992. s. 181 – 191. ISBN 80-213-0000-0.
- [100] VARANGIS P., LARSON D. Dealing with commodity price uncertainty. *Policy Research Working Paper: 1667*. Washington D.C. : The World Bank, 1996.
- [101] VÝMOLA J. Dvacet pět největších výrobců krmiv na světě v roce 2005. *Krmivářství* 1/2006, X. ročník. s. 12.
- [102] VÝMOLA J. Evropská unie zvažuje alternativy za antibiotické stimulanty. *Krmivářství* 1/2006a, X. ročník. s. 19 - 20.
- [103] VÝMOLA J. Klíčová role krmných enzymů. *Krmivářství* 1/2006b, X. ročník. s. 27 - 28.
- [104] WEINHAGEN J. *An empirical analysis of price transmission by stage of processing*. Monthly Labor Review, November, 2002
- [105] ZAVÁZAL P. *Produkce obilovin v zemích EU a v kandidátských zemích (na konci tisíciletí)*. Statistické informace 2000. Praha 2000.
- [106] ZEDNÍK J. Vývoj výroby krmných směsí v České republice a zahraničí. *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 6 - 8.
- [107] ZELENKA J. a kol. *Potřeba živin a výživná hodnota krmiv pro drůbež*. Brno : Česká akademie zemědělských věd – Komise výživy hospodářských zvířat, 1999. ISBN 80-7157-335-3.
- [108] ZELENKA J., HEGER J., ZEMAN L. *Doporučený obsah živin v krmných směsích a výživná hodnota krmiv pro drůbež*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, 2007. 77 s. ISBN 978-80-7375-091-6.

- [109]ZELINKA, J. *Řešení úloh lineárního programování s dolními a horními omezeními*. Výzkumná publ. č. 7. Praha : Ekonomicko-matematická laboratoř při Ekonomickém ústavu ČSAV, 1965. 38 s.
- [110]ZEMAN, L. a kol. *Výživa a krmení hospodářských zvířat*. 1. vydání. Praha : Profi Press, s.r.o., 2006. 360 s. ISBN 80-86726-17-7.
- [111]ZEMAN L. a kol. Potřeba aminokyselin pro prasnice. *Krmivářství* 3/2007, XI. ročník. s. 15 - 18.
- [112]ZHOU M., BUONGIORNO J. Price transmission between products at different stages of manufacturing in forest industries. *Journal of Forest Economics* 11. 2005. s. 5 – 19.

8. PŘÍLOHY

8.1. Výsledky ADF testu modelů cenové transmise

8.2. Výsledky dekompozice rozptylu modelů cenové transmise

8.3. Seznam nejčastěji používaných zkratk

8.1. Výsledky ADF testu modelů cenové transmise

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

 107 observations used in the estimation of all ADF regressions.

	Test Statistic CZVP	Test Statistic CPVKSH	Test Statistic CVPKSV	Test Statistic CPVKS
DF	-1.6823	-3.2395	-2.3233	-2.9353
ADF(1)	-2.3586	-3.1657	-2.5394	-2.8515
ADF(2)	-2.8960	-3.3895	-2.9271	-3.0279
ADF(3)	-2.9188	-3.4584	-3.2553	-3.2432
ADF(4)	-3.1937	-3.3356	-3.4576	-3.3725
ADF(5)	-3.2413	-3.3235	-3.5887	-3.5615
ADF(6)	-3.0786	-3.6999	-3.6333	-4.0342
ADF(7)	-3.2961	-4.1705	-3.8250	-3.8912
ADF(8)	-3.1221	-4.1554	-3.7954	-3.6275
ADF(9)	-3.2452	-4.1681	-3.9361	-3.8646
ADF(10)	-3.1346	-3.8887	-4.0486	-3.7454
ADF(11)	-3.2024	-3.8386	-3.7674	-3.6142
ADF(12)	-4.4343	-4.2229	-4.7682	-3.6120

 95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8884

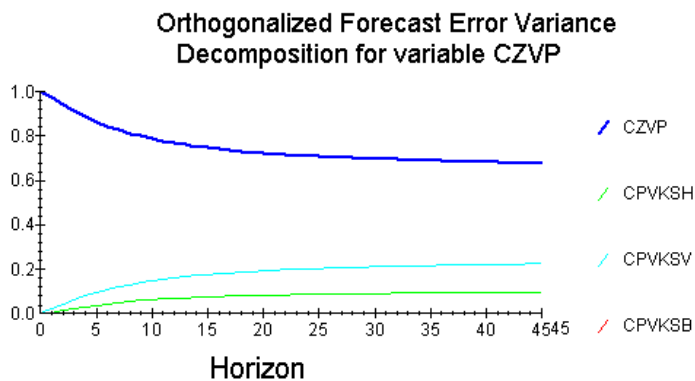
Unit root tests for variable
 The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

 107 observations used in the estimation of all ADF regressions.

	Test Statistic CZVMH	Test Statistic CZVMV	Test Statistic CZVMK
DF	-1.8973	-2.3928	-1.0078
ADF(1)	-2.8687	-4.1733	-1.6565
ADF(2)	-3.0666	-3.0058	-2.3349
ADF(3)	-3.0433	-3.5625	-2.3017
ADF(4)	-2.8053	-2.6608	-2.6144
ADF(5)	-2.7570	-2.9289	-3.2080
ADF(6)	-2.7327	-2.8896	-2.6358
ADF(7)	-2.5728	-2.0455	-3.7328
ADF(8)	-2.3682	-2.0475	-3.2107
ADF(9)	-2.4385	-1.6680	-2.8933
ADF(10)	-2.2233	-2.2116	-2.4689
ADF(11)	-2.1821	-2.7904	-2.3607
ADF(12)	-2.0179	-2.9772	-2.0567

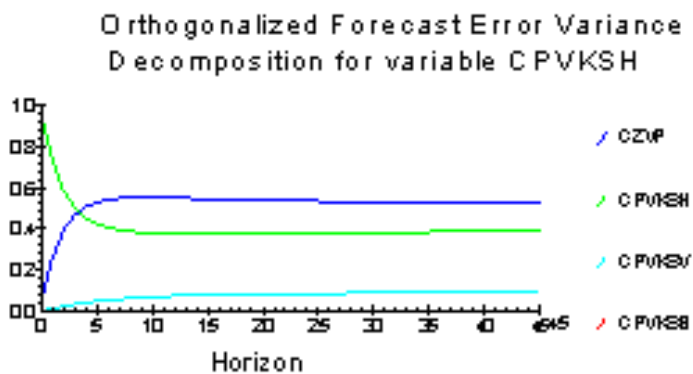
8.2. Výsledky dekompozice rozptylu modelů cenové transmise

Model 1 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CZVP



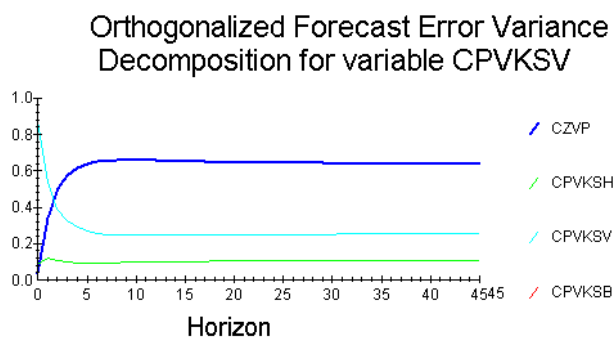
Zdroj: vlastní výpočty

Model 1 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CPVKSH



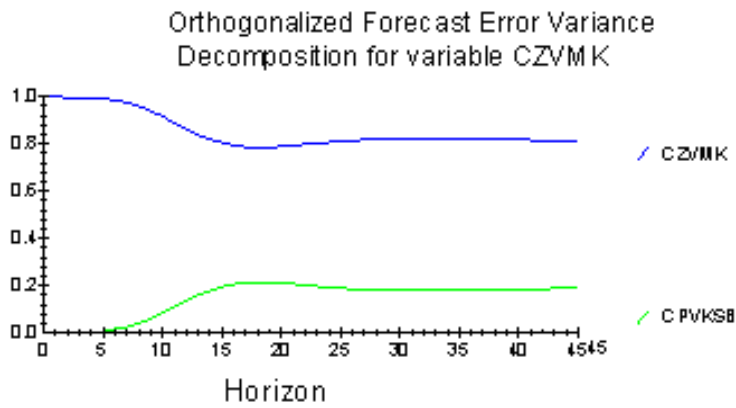
Zdroj: vlastní výpočty

Model 1 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CPVKSV



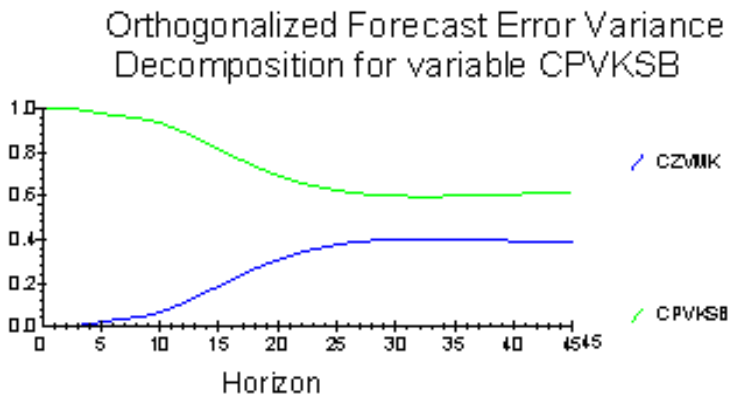
Zdroj: vlastní výpočty

Model 2 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CZVMK



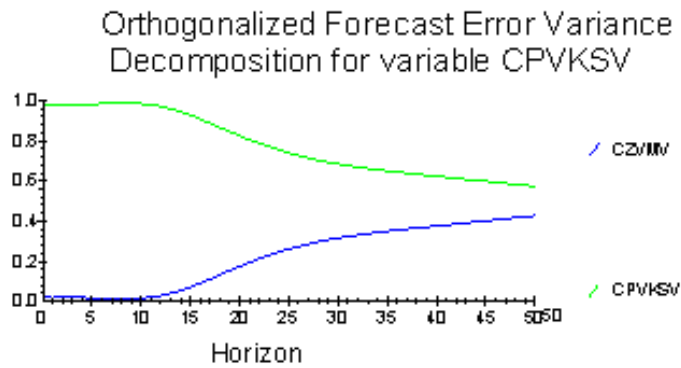
Zdroj: vlastní výpočty

Model 2 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CPVKSB



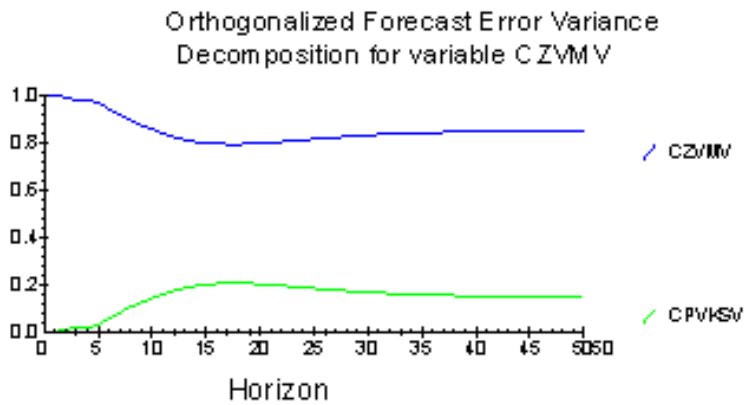
Zdroj: vlastní výpočty

Model 3 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CPVKSV



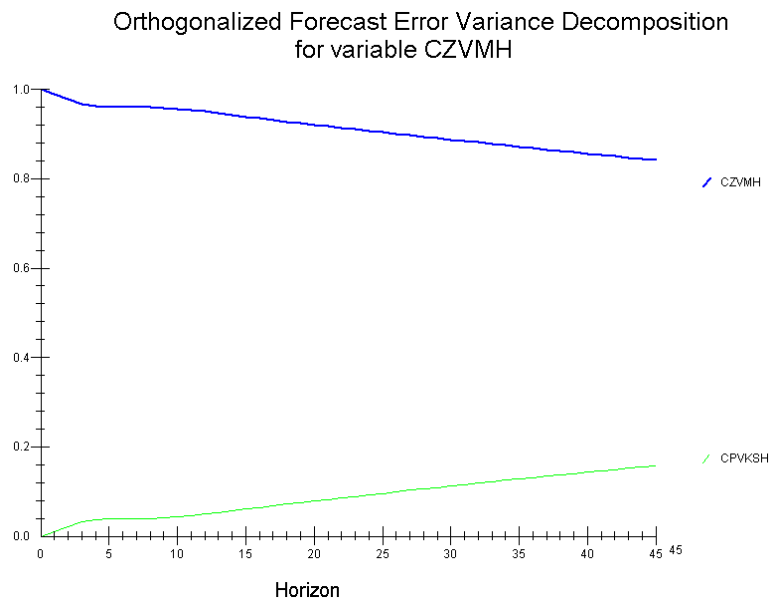
Zdroj: vlastní výpočty

Model 3 – Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CZVMV



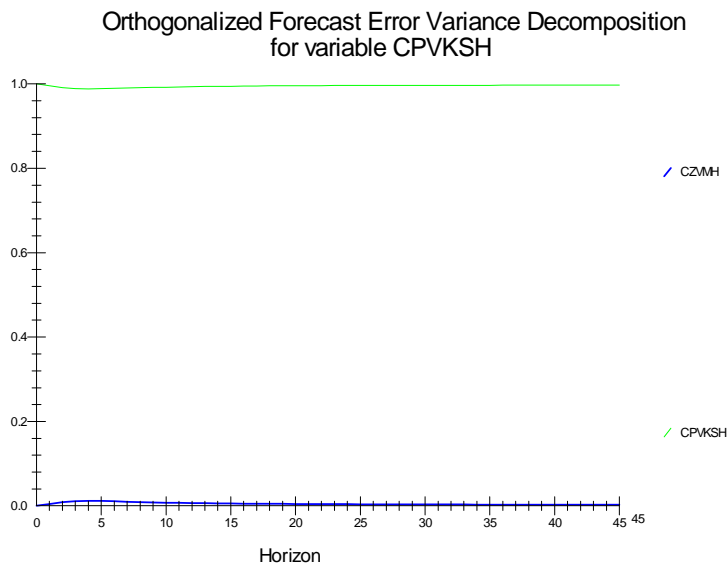
Zdroj: vlastní výpočty

Model 4 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CZVMH



Zdroj: vlastní výpočty

Model 4 - Dekompozice rozptylu – chyba prognózy CPVKSH



Zdroj: vlastní výpočty

8.3. Seznam nejčastěji používaných zkratk

AIC – Akaikeho informační kritérium

ADF – Augmented Dickey-Fullerův test

CPV – cena průmyslových výrobců

CPVKSB – cena průmyslových výrobců krmné směsi pro brojler

CPVKSH - cena průmyslových výrobců krmné směsi pro skot

CPVKSV - cena průmyslových výrobců krmné směsi pro prasata ve výkrmu, kategorie

CZV – cena zemědělských výrobců

CZVMK – cena zemědělských výrobců kuřecího masa (jatečné kuře I.)

CZVMH - cena zemědělských výrobců hovězího masa (jateční býci tř. A)

CZVMV – cena zemědělských výrobců vepřového masa (jatečná prasata I.)

A3 (na 65 kg)

I-R – Impulse-Response analýza

SBC – Schwarz-Bayesian kritérium

VAR – Vektorový autoregresní model

VECM – Vector Error Correction Model (model korekce chyby)