

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Modelování komoditní vertikály s pečivem

Bc. Petr Vršínský

© 2011 ČZU v Praze

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Modelování komoditní vertikály s pečivem" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 8. 4. 2011

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval Ing. Michalu Malému, Ph.D. za vedení, cenné rady a odborné konzultace při zpracovávání této diplomové práce.

Modelování komoditní vertikály s pečivem

Modeling of bread commodity chain

Souhrn

Tato práce se zabývá ekonometrickým modelováním vybraných ukazatelů v rámci komoditní vertikály s pečivem. Modely uvedené v této práci prokazují dobré vlastnosti v rámci ekonomické, statistické i ekonometrické verifikace. Pro model produkce potravinářské pšenice je zvolena lineární regresní funkce. Spotřeba pšeničného pečiva je modelována pomocí lineární regresní funkce a 1. Tornquistovy funkce. Poslední uvedený model vysvětluje farmářské ceny pšenice a spotřebitelské ceny pečiva s jejich vzájemnou závislostí pomocí simultánního dvourovnicového modelu. Všechny modely jsou verifikovány, výsledky poté interpretovány a závěrem shrnuty jejich aplikační a prognostické vlastnosti.

Summary

This work deals with econometric modeling of selected indicators in the Commodity Chain of bread. Models listed in this thesis show good performance in economic, statistical and econometric verification. For wheat production model is been selected a linear regression function. Consumption of wheat bread is modeled using a linear regression function and 1st Tornquist function. The latter model explains farm gate prices and consumer prices of wheat bread with their interdependence with simultaneous double-equation model. All models are verified and the results then interpreted and summarized in the conclusion of their application, and prognostic features.

Klíčová slova: ekonometrie, korelace, model, odhad, komoditní vertikála, pšenice, pečivo, produkce, spotřeba, cena

Keywords: econometrics, correlation, model, estimation, commodity chain, wheat, bread, production, consumption, price

Obsah

1	Úvod.....	3
2	Cíl práce a metodika	5
2.1	Cíl práce.....	5
2.2	Metodika	6
2.3	Časová data	6
2.4	Ekonometrické modelování	7
2.4.1	Odhad klasického modelu lineární regrese	12
2.4.2	Statistická verifikace.....	13
2.5	Problémy modelů a jejich detekce	15
2.6	Odhadované modely	18
3	Literární rešerše	22
3.1	Tržní koncentrace a vertikální integrace.....	22
3.2	Výrobní vertikály	23
3.3	Ekonomické vazby výroby komodit rostlinného původu	27
3.4	Naturální výnos v RV a náklad na ha produkční plochy	28
3.5	Faktory ovlivňující výši realizační ceny	30
3.6	Produkce obilovin v ČR.....	32
3.7	Podmínky odbytu	36
3.8	Charakteristika světového trhu pšenice	38
3.9	Zpracování obilí	39
3.10	Fungování zemědělskopotravinářského trhu	41
4	Výsledky	44
4.1	Komoditní vertikála s pečivem v České republice	44
4.2	Model produkce potravinářské pšenice	48
4.3	Model spotřeby pečiva v ČR	52
4.3.1	Model spotřeby - 1. Tornquistova funkce.....	52
4.3.2	Spotřeba – lineární regresní model	55
4.4	Simultánní model cen na komoditní vertikále	59
5	Závěr	66
6	Seznam použitých zdrojů.....	69
7	Přílohy.....	72

1 Úvod

Význam zemědělské produkce, která zabezpečuje výživu obyvatelstva, byl, je a bude neustále vysoký, a to i přes klesající podíl agrárního sektoru na tvorbě celkového HDP či klesající podíl zaměstnanců v agrárním sektoru na celkové zaměstnanosti státu.

Tradiční zemědělec, jako výrobce zemědělských produktů pro potravinářskou výrobu, je ve stále větší míře vystavován konkurenčním tlakům rozšiřujícího se světového trhu potravin a ztrácí svůj původně rozhodující vliv na jeho vývoj. Změny ve vnitřním i vnějším ekonomickém a společenském prostředí se stávají hybnými silami rozvoje a současně brzdícími faktory dalšího vývoje zemědělského podniku. Podnikatelské prostředí podniků je ovlivňováno vnitřními změnami v podmínkách přístupu na trh, v intenzitě konkurence a v působení tržní síly ostatních firem v tomto sektoru.

Prosadit se v tomto prostředí znamená znát hlubší souvislosti ekonomiky výroby potravin v rámci celé škály nově se formujících trhů celých komoditních potravinových vertikál. Znamená poznat a objektivně zhodnotit příležitosti i z hlediska úspěšnosti a schopnosti partnerů zhodnotit a realizovat zemědělské produkty v navazujících fázích těchto vertikál.

Ekonomická reforma počátku devadesátých let dvacátého století znamenala výrazné změny podmínek pro rozvoj celé české ekonomiky i agrárního sektoru. Přejít od centrálně řízené ekonomiky k tržnímu systému znamenal změnu ekonomických institucí a vztahů mezi nimi, ale rovněž především rozsáhlé změny v rozměru jednotlivých odvětví a jejich podílu na tvorbě i užití hrubého domácího produktu.

Transformaci českého zemědělství ovlivňovaly též dramatické změny v podmínkách vnějšího okolí. Členské země EU i rozhodující zámořští exportéři museli čelit narůstajícím problémům s nadprodukcí. To spolu s tlakem Světové obchodní organizace na liberalizaci agrárního trhu vede k poklesu světových cen a v rámci agrárních politik k omezování nadprodukce. Do značné míry jsou ovlivněny možnosti a úroveň využívání rozličných přírodních podmínek k zemědělské výrobě na daném území.

Racionální rozhodování zemědělských producentů bylo výrazně ovlivněno vstupem České republiky do EU. Na jedné straně byl rozšířen relevantní trh zemědělských produktů a potravin, na straně druhé se objevily limity společné zemědělské politiky. K tomu začíná růst vliv navazujících fází zpracování a distribuce na strukturu i podmínky dodávek zemědělských produktů jako surovin pro potravinářský průmysl. V současných

podmínkách se jeví jako nezbytný předpoklad prosperity zemědělských podniků z hlediska produkčního rozměru a využití příjmového potenciálu možnost zapojit se jako dodavatel suroviny do komoditního potravinového řetězce.

Z toho důvodu je nezbytné znát nejen vývoj, strukturu a podmínky poptávky na trhu zemědělských výrobků a být schopný reagovat na tyto změny, ale orientovat se i na perspektivní odběratele, kteří dokáží v požadované kvalitě, objemu i čase zpracovat zemědělskou produkci a úspěšně ji realizovat v navazujících trzích vertikály, tj. na trzích potravinářských výrobků.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem této práce je analyzovat vybrané ukazatele a vztahy mezi nimi v komoditní vertikále s pečivem. Mezi tyto ukazatele patří ceny na jednotlivých úrovních vertikály, produkované množství, spotřeba produkce. Na základě analýzy jsou vytvořeny modely, podle kterých lze predikovat budoucí vývoj daných ukazatelů. Hlavní cíle práce jsou tedy tyto: analýza vertikály, odhad specifikovaných modelů, aplikace modelů.

Hlavních cílů je dosaženo pomocí cílů dílčích. Dílčí cíle jsou následující:

- ex post analýza vybraných ukazatelů
- sestavení ekonomických a ekonometrických modelů
- odhad parametrů jednotlivých modelů
- verifikace modelů a testování předpokladů o modelech
- interpretace a posouzení prognostických vlastností modelů

Analýza vazeb na jednotlivých trzích vychází z těchto ekonomických předpokladů:

- pečivo je nezbytný statek, jehož spotřeba nevykazuje dlouhodobě výraznější výkyvy
- spotřeba pečiva závisí na příjmu domácností a také na trendech ve výživě (spotřebitelských preferencích)
- ceny pečiva jsou silně ovlivněny cenami potravinářské pšenice
- produkce pšenice závisí na výrobových nákladech a na ceně pšenice v minulém období (příčemž jedno období má délku produkčního cyklu)
- ceny zemědělských výrobců potravinářské pšenice a spotřebitelské ceny pšeničných pekárenských výrobků se navzájem simultánně ovlivňují

Pro analýzu vztahů ve vertikále jsou stanoveny následující pracovní hypotézy:

- H1: změny v produkci potravinářské pšenice jsou vysvětleny změnami spotřebitelských cen pečiva předchozího období alespoň z 30 %
- H2: změny ve spotřebě pečiva jsou vysvětleny změnami v příjmu domácností a změnami v cenách pečiva alespoň z 50 %
- H3: změny cen zemědělských výrobců potravinářské pšenice jsou vysvětleny změnami spotřebitelských cen pečiva a spotřeb. cen chleba alespoň z 50 %

H4: změny spotřebitelských cen pečiva jsou vysvětleny změnami cen zemědělských výrobců potravinářské pšenice alespoň z 60 %

2.2 Metodika

Modelování komoditní vertikály je provedeno pomocí ekonometrických modelů založených na regresní a korelační analýze. Po nastudování odborné literatury jsou zpracována teoretická východiska práce. Je proveden výběr příslušných ukazatelů v rámci komoditní vertikály s pečivem, dalším krokem je sběr dat. Tato práce pracuje s časovými řadami s roční frekvencí. Před vlastním modelováním je sledován vývoj ukazatelů v minulosti. Poté jsou sestaveny ekonomické a z nich vycházející funkční formy ekonometrických modelů, jejichž parametry jsou pomocí vybraných metod odhadnuty. Dalším krokem je verifikace modelů a posouzení prognostických vlastností modelů. Na základě ekonometrické a statistické verifikace jsou vybrány nejvhodnější modely pro popsání vazeb mezi jednotlivými ukazateli. Pro vlastní práci s modely je použit program Gretl a program Statistica 9.1, některé pomocné výpočty jsou provedeny v programu MS Excel 2010.

2.3 Časová data

Data ve tvaru časových řad jsou hodnoty určité veličiny (nebo veličin v případě vícerozměrných časových řad) pozorované v určitém časovém intervalu s určitou frekvencí záznamu (každý den, měsíčně ročně apod.). Frekvencí pozorování se rozumí velikost intervalu mezi jednotlivými pozorováními, nebo pravidelnost, s jakou je záznam pořizován. Pro časová data je důležité jejich chronologické uspořádání v čase, které nelze přerovnávat. Ekonometrické modely obvykle vyžadují, aby použité časové řady měly stejnou frekvenci pozorování. Jako značení se zde často používá časový index nebo argument (Y_t je hodnota proměnné Y v čase t) a pro celkový počet pozorování, tj. délku časové řady, se volí odpovídající symbol (např. T nebo n).^[9]

Časové řady lze členit na *okamžikové*, jež jsou představovány hodnotami zaznamenávanými k určitému časovému okamžiku, a *intervalové*, které vyjadřují počet případů nahromaděných, vzniklých či zaniklých za určitý časový interval. Podle periodicity sledovaného ukazatele lze hovořit o časových řadách *krátkodobých* (periodicita je kratší než rok) a o řadách *dlouhodobých* (periodicita ukazatelů je nejméně roční). Časové řady *původních hodnot* jsou řady neupravených hodnot ukazatelů. Naproti tomu

po napočtení určitých statistických charakteristik z jedné nebo více časových řad původních hodnot vzniká časová řada *odvozených charakteristik*.^[10]

2.4 Ekonometrické modelování

Konstrukce ekonometrického modelu

Model je obecně jakékoliv zobrazení skutečného jevu, kterým je reálný systém nebo proces. Skutečný jev je reprezentován modelem, aby ho vysvětlil, aby předpověděl jeho chování a aby umožnil jeho řízení. Ekonometrický model je specifická forma algebraického modelu zahrnující alespoň jednu, či více náhodných proměnných. V jednotlivých stupních konstrukce ekonometrického modelu jsou uplatňovány poznatky výchozích disciplín – ekonomie, statistiky a matematických metod.

V první fázi je třeba formulovat ekonomický model zkoumané reality. V druhé fázi se používá základní aparát matematických a statistických disciplín. Cílem této fáze je formulování matematických rovnic popisujících zkoumanou ekonomickou strukturu a statistický odhad parametrů. V poslední fázi se provádí analýza a prognóza zkoumaného jevu a kvantitativní matematicko-statistické závěry jsou konfrontovány s ekonomickou teorií. Případné rozdíly vyžadují další zkoumání, zda jsou nesprávné teoretické podklady, či zda je model chybně odvozen.^[2]

Ekonometrická analýza vychází z teoretického zkoumání ekonomického problému nebo systému a je založena na vícestupňové abstrakci, jejímž cílem je nejprve specifikace ekonomického modelu neboli formulace základní hypotézy. V závislosti na různých výchozích předpokladech jednotlivých ekonomických teorií lze dospět k více než jedné základní hypotéze, přičemž nelze s jistotou stanovit, která z nich je ta správná.

Ekonomický model umožňuje a usnadňuje následnou matematickou a statistickou formalizaci verbálně popsaných teoretických předpokladů a poznatků. Při matematické specifikaci a transformaci ekonomického modelu jde o adekvátní vyjádření základní hypotézy s maximálním, avšak únosným stupněm zjednodušení, jehož výsledkem je deterministický ekonomicko-matematický model. Po vhodné statistické specifikaci stochastických vlivů, zahrnutých do modelu, vzniká ekonometrický model, který má povahu symbolického modelu popisujícího základní hypotézu jednou či více rovnicemi.^[6]

Obecně lze v ekonometrickém modelování rozlišit následující typy proměnných:

- a) *Endogenní proměnné*, jejichž hodnoty jsou generovány modelem. Zpravidla mají charakter vysvětlovaných proměnných a představují výsledek působení

vysvětlujících a náhodných proměnných. Současně mohou být zahrnuty i mezi vysvětlující proměnné v jiných rovnicích modelu. Model, v němž je g endogenních proměnných, musí obsahovat g rovnic. Endogenní proměnná s -tého druhu je nejčastěji značena y a její hodnota v období $t - y_{st}$. Index $s = (1, 2, \dots, g)$, $t = (1, \dots, n)$.

- b) *Exogenní proměnné*: mají vždy charakter vysvětlujících proměnných. Pomocí nich se vysvětlují hodnoty endogenních proměnných a jejich změny. Hodnoty exogenních proměnných jsou určeny ekonomickým prostředím, které není předmětem zkoumání daného modelu. R -tá exogenní proměnná je zpravidla značena x_r a její hodnota v období $t - x_{rt}$. Počet exogenních proměnných v modelu je roven k , pak $r = (1, \dots, k)$.
- c) *Endogenní proměnné zpožděné*: vyjadřují působení endogenních proměnných z období $t-z$, $z = (1, \dots, t-z)$, na endogenní proměnné v období t , a to stejného či jiného druhu. Svým obsahem mají endogenní zpožděné proměnné blízko k exogenním proměnným, poněvadž jejich hodnoty nejsou určeny modelem, nýbrž jsou výsledkem minulého vývoje dané ekonomické proměnné. Souhrn endogenních zpožděných proměnných a exogenních proměnných bez časového rozlišení představuje *predeterminované proměnné*.
- d) *Náhodné (stochastické) proměnné*, z nichž každá je součástí pouze jedné stochastické rovnice. Náhodná proměnná je tvořena třemi složkami, které působí ve svém souhrnu. Náhodná proměnná vyjadřuje jednak chyby vzniklé vynecháním podstatných vysvětlujících proměnných, jednak pozorovací chyby vzniklé při měření použitých proměnných a současně chyby vyplývající ze zjednodušení analytického tvaru příslušné funkce. Kvantitativně se náhodná proměnná v určité rovnici rovná odchylce skutečné hodnoty vysvětlované endogenní proměnné y od její teoretické hodnoty \hat{y} . Náhodná proměnná v s -té rovnici vysvětlované endogenní proměnné v období t se značí u_{st} nebo též e_{st} .^[2,6]

V praxi využitelný ekonometrický model musí obsahovat specifikované strukturální a stochastické parametry. Odvození strukturálních parametrů je jedním z cílů ekonometrického modelování.

Strukturální parametry vyjadřují směr a intenzitu působení predeterminovaných proměnných na endogenní proměnné. Vytvářejí tím kvantitativní obraz popisované ekonomické struktury. Poněvadž se mezi vysvětlujícími proměnnými na rozdíl od běžných

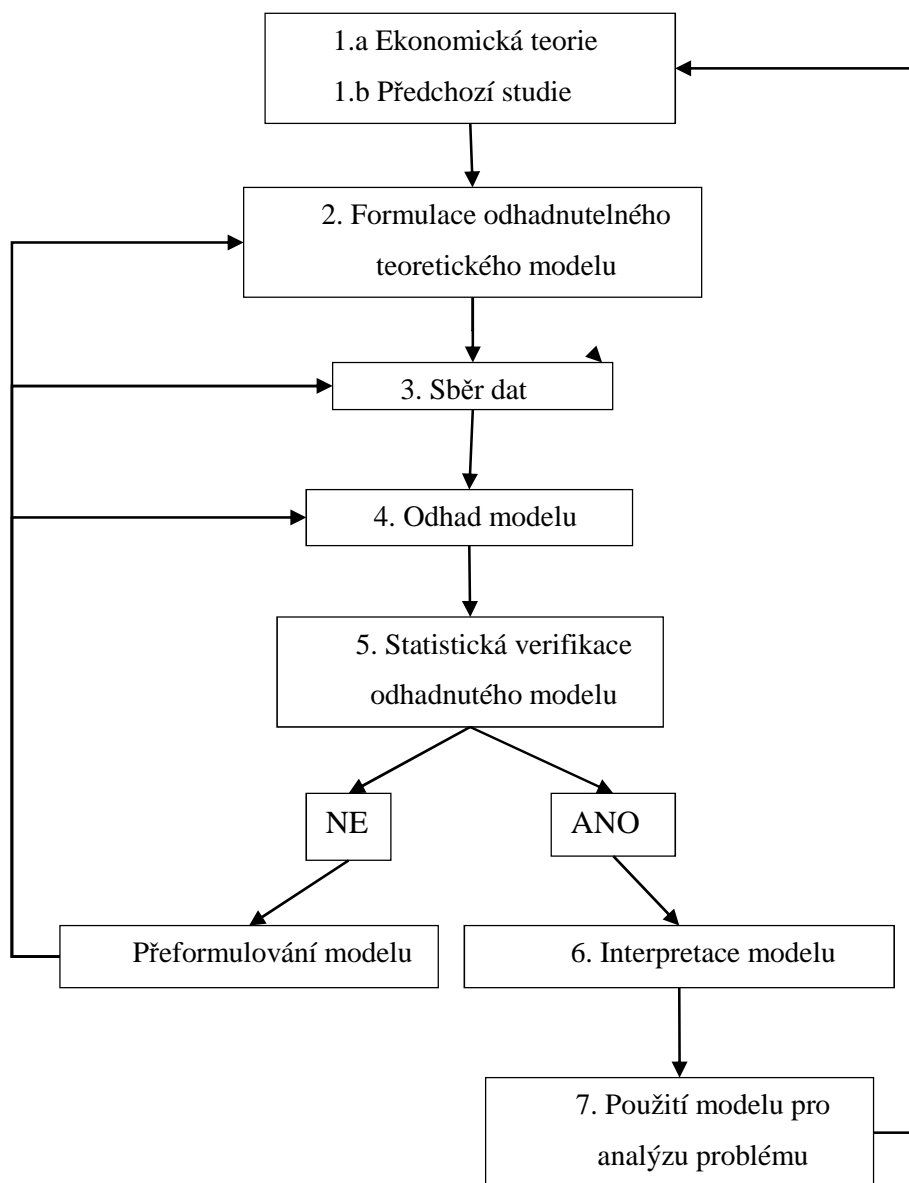
jednorovnicových modelů mohou na pravé straně rovnic vyskytovat jak endogenní, tak predeterminované proměnné, rozlišují se strukturální parametry β_{is} v i -té rovnici modelu s -té nezpožděné endogenní proměnné a γ_{ir} v i -té rovnici modelu r -té predeterminované proměnné.^[2]

Stochastické parametry vyjadřují základní charakteristiky hustoty pravděpodobnosti, resp. rozložení náhodných proměnných. Jednou z nejdůležitějších je rozptyl náhodné proměnné, který je rozhodujícím ukazatelem přesnosti modelu. Čím je rozptyl náhodné proměnné $D^2(u)$ bližší nule, tím model lépe popisuje skutečnost. Je-li $D^2(u)=0$, model by byl deterministický. Významným stochastickým parametrem je i střední hodnota náhodné proměnné $E(u)$. $E(u)=0$ za předpokladu, že odchylky teoretických a skutečných hodnot jsou zcela náhodné. Obdobně jako strukturální parametry i stochastické parametry jsou odhadovány z napozorovaných údajů zahrnutých proměnných v modelu a testovány metodou statistické indukce.^[2]

Je-li ekonometrický model odhadnut, následuje jeho verifikace, tj. ověření, zda odhadnuté parametry jsou v souladu s výchozími teoretickými předpoklady. Tomuto účelu slouží především vhodně zvolená testovací kritéria. Konečnou fází ekonometrické analýzy je praktické využití odhadnutého modelu pro účely analýzy zkoumaného problému v období, za které jsou k dispozici statistická data, ale i v období předpovědi, tj. pro prognózování.^[6]

Algoritmus konstrukce ekonometrického modelu podle [9] je znázorněn na obrázku č.1.

Obrázek 1: Postup konstrukce ekonometrického modelu



zdroj: [Cipra, str. 25]

Specifikace ekonometrického modelu spočívá v těchto krocích:

- a) Určení a klasifikace všech proměnných, zahrnutých do modelu v souladu s apriorní i výběrovou informací, získanou z ekonomické teorie a z dat
- b) Stanovení předpokládaných znamének a očekávaných hodnot odhadnutých parametrů modelu
- c) Volba matematického a analytického tvaru modelu, popř. jeho jednotlivých rovnic

Volba matematického tvaru vychází z těchto tří typů modelu:

- jednorovnicový model
- víceroovnicový model zcela nebo zdánlivě nezávislých rovnic
- simultánní model

V lineárním poptávkovém modelu jsou parametry γ tzv. absolutní pružnosti poptávky vzhledem k jednotlivým vysvětlujícím proměnným, jejichž hodnota vyjadřuje změnu vysvětlované proměnné při jednotkové změně příslušné vysvětlující proměnné. Jedná se o mezní veličinu závislou na zvolených měřících jednotkách obou proměnných. Parametr γ je složkou relativní pružnosti poptávky, tj. koeficientu pružnosti poptávky. Koeficient pružnosti vyjadřuje procentní změnu vysvětlované proměnné při jednoprocenní změně vysvětlující proměnné. Pružnosti poptávky mohou být cenová, křížová či příjmová (důchodová).

Obecný vzorec pro koeficient pružnosti (elasticity):

$$E_i = \frac{\partial y}{\partial x_i} \times \frac{x_i}{\hat{y}} \quad (2.1)$$

Dle teorie poptávky je poptávka cenově pružnější, pokud jsou na trhu dostupné substituty zboží, dále cenově pružné je luxusní zboží, zatímco nezbytné zboží je cenově nepružné a dlouhodobé cenové pružnosti jsou větší než krátkodobé. Příjmová pružnost menší než 1 je typická pro zboží nezbytné povahy, například potraviny.^[4,6] Je-li cenová elasticita poptávky menší než 1, povede zvýšení ceny k růstu výdajů na daný statek. Tomuto případu se říká neelastická poptávka. Je-li elasticita větší než 1, pak se jedná o elastickou poptávku a je-li elasticita rovna jedné, pak se jedná o jednotkově elastickou poptávku, kdy změna ceny ponechá výdaje na statek beze změny. Obecným pravidlem je, že poptávka je v dlouhém období elastičtější než v období krátkém.^[13]

Kvantifikace ekonometrického modelu

Neexperimentální charakter statistických dat vyvolává při odhadu parametrů modelu řadu problémů. Jedním z nich je nedostatečný počet disponibilních pozorování, který způsobuje nedostatečný počet stupňů volnosti modelu, ovlivňující přesnost odhadů. Jiným nedostatkem dat je multikolinearita, která se vyskytuje zejména v údajích časových řad. Data mohou být také zatížena neúnosně chybami měření, které mohou být náhodné i systematické v důsledku záměrného nad/podhodnocení dat nebo měnící se metodiky jejich měření.^[6]

Verifikace ekonometrického modelu

Odhadnutý ekonometrický model je třeba před jeho aplikací verifikovat, tj. ověřit, zda jsou získané odhady parametrů v souladu s ekonomickými předpoklady. Součástí verifikace je tedy kromě rozhodnutí o jeho reálnosti i testování statistické významnosti odhadnutých parametrů a testování platnosti hypotéz o vlastnostech proměnných a parametrů, analytického tvaru modelu i použitých dat. K tomuto účelu se používají apriorní ekonomická omezení, odpovídající konkrétní ekonomické teorii, dále statistické testy a ekonometrická kritéria.

Ekonomická verifikace spočívá v podstatě v ověření správnosti znamének a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů. V případě nevyhovujících znamének či hodnot parametrů je nutno model specifikovat jiným způsobem, popř. přezkoumat reálnost teoretických východisek.

Statistická verifikace je založena na statistických testech významnosti výsledků kvantifikace získaných na základě statistické indukce. Nejčastěji používanými kritérii statistické verifikace jsou standardní chyby odhadnutých parametrů, koeficient vícenásobné determinace a dále t a F testy statistické významnosti odhadů.

Ekonometrická verifikace modelu spočívá v ověřování podmínek, nutných k úspěšné aplikaci konkrétních ekonometrických metod a postupů. Nejsou-li dodrženy předpoklady potřebné pro aplikaci konkrétního odhadovaného postupu, pak odhady ztrácejí některé optimální vlastnosti nebo statistické testy pozbývají platnosti. Ekonometrickými kritérii jsou například testy autokorelace náhodných složek, kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných nebo podmínky identifikovatelnosti rovnic simultánního modelu.^[6]

2.4.1 Odhad klasického modelu lineární regrese

Nejznámějším odhadovým postupem při kvantifikování hodnot parametrů lineárního regresního modelu z jednoho výběru pozorování je technika (metoda) nejmenších čtverců (MNČ). Pro užití této techniky je nutné, aby byl specifikovaný model lineární v parametrech. Některé případy nelineárních modelů lze linearizovat transformací (např. logaritmickou) a poté je možné pro odhad parametrů použít MNČ, přičemž pro správnou interpretaci výsledků je třeba po odhadu provést zpětnou transformaci.^[6] U jednorovnicového modelu lineárního v parametrech se pro odhad používá běžná metoda nejmenších čtverců (BMNČ či anglicky OLS).

Při splnění specifikačních předpokladů modelu a předpokladů o náhodné složce poskytuje MNČ nejlepší, nestranné a konzistentní odhady parametrů modelu. Mezi předpoklady patří např. neopomenutí podstatné vysvětlující proměnné, vypuštění nepodstatných proměnných či volba správné funkční formy modelu. Podstatou MNČ je nalezení parametrů příslušných proměnných, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejích skutečných hodnot.

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (2.2)$$

Parametry modelu, které minimalizují (2.2) se vypočítají z tzv. soustavy normálních rovnic, která vznikne položením jednotlivých parciálních derivací vztahu (2.2) podle odhadovaných parametrů rovných nule.^[4]

Pro klasický lineární regresní model mají být splněny tyto požadavky:

1. Náhodné složky mají ve všech výběrech identické (normální) rozdělení s nulovou střední hodnotou.
2. Náhodné složky mají konečný a konstantní rozptyl (požadavek homoskedasticity) a jsou navzájem sériově nezávislé.
3. Požadavek nepřítomnosti multikolinearity, tj. jednotlivé vysvětlující proměnné nesmí být navzájem závislé.
4. Jediným zdrojem měnící se variability závisle proměnné v různých výběrech je pouze měnlivost vektoru náhodných složek.

Splnění těchto požadavků zároveň předpokládá, že model je přesně specifikován v souladu s ekonomickou teorií, přičemž obsahuje úroňovou konstantu.^[6,11]

2.4.2 Statistická verifikace

Shoda modelu s daty

Shoda odhadnutého modelu s daty se vyjadřuje pomocí koeficientu či indexu (u nelineární funkce) vícenásobné determinace R^2 , který je dán vztahem:

$$R^2 = 1 - \frac{s_u^2}{s_y^2}$$

kde s_u^2 je rozptyl reziduí a s_y^2 rozptyl vysvětlované proměnné. (2.3)

R^2 se vyjadřuje obvykle v % a udává, z kolika % jsou změny závisle proměnné vysvětleny změnami nezávisle proměnných.

Přidáním dalším vysvětlujících proměnných do modelu zpravidla vzroste hodnota R^2 , a proto je často používán korigovaný (adjustovaný) koeficient vícenásobné determinace:

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k}$$

kde k je počet odhadovaných parametrů v dané rovnici. (2.4)

Statistická významnost modelu jako celku lze testovat pomocí F -testu, v jehož rámci se porovnává F poměr s tabulkovou hodnotou F^* .

Testovací statistika F :

$$F = \frac{n - k}{k - 1} \times \frac{R^2}{1 - R^2}$$

kde k je počet nezávislých proměnných a n počet pozorování. (2.5)

Jeli F poměr větší než tabulková hodnota na zvolené hladině významnosti a při počtu stupňů volnosti $k-1$ a $n-k$, zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti R^2 , a tedy shoda modelu s daty je statisticky významná.^[4,6]

V programu Gretl je pro F -test spočítána i p -hodnota, ze které lze snadno určit zamítnutí či nezamítnutí nulové hypotézy. P -hodnota je maximální hladina významnosti, při které se ještě příslušná nulová hypotéza nezamítá (nebo minimální hladina významnosti, při které se ještě nulová hypotéza zamítá). Pokud je daná p -hodnota nižší, než zvolená hladina významnosti, pak je nulová hypotéza zamítnuta a je s určitou pravděpodobností potvrzena statistická významnost R^2 .^[9]

Testování statistické významnosti strukturálních parametrů

Ke zkoumání významnosti odhadnutých parametrů slouží t -test. Pokud je zamítnuta nulová hypotéza, že je daný parametr roven nule, pak na zvolené hladině významnosti α není daný parametr statisticky nevýznamný. S pravděpodobností $1-\alpha$ lze tedy tvrdit, že je daný parametr statisticky významný.

Nulová hypotéza je zamítnuta, pokud testová statistika t je větší než kritická tabulková hodnota t_{α}^* při $n-k$ stupních volnosti. Testovací kritérium t je vypočteno:

$$t = \frac{\text{hodnota parametru}}{\text{chyba odhadu}} \quad (2.6)$$

Standardní chyba odhadu se vypočítá jako odmocnina z rozptylu daného odhadnutého parametru.^[4]

Statistickou významnost parametrů lze rovněž určit porovnáním p -hodnoty se zvolenou hladinou významnosti. Princip je stejný jako u F -testu.

2.5 Problémy modelů a jejich detekce

Odhadnuté modely je nutné verifikovat také z ekonometrického hlediska. Prvním nežádoucím jevem je vysoká multikolinearita, dále heteroskedasticita a autokorelace reziduí. Rovněž je vyžadováno normální rozdělení náhodné složky. Přítomnost těchto jevů je ověřována speciálními testy.

Multikolinearita

Multikolinearita vyjadřuje vzájemnou závislost mezi vysvětlujícími proměnnými v rovnici. Multikolinearita je zjišťována pomocí párových korelačních koeficientů nabývajících hodnot $\langle -1; 1 \rangle$. Přítomnost vysoké multikolinearity nastává tehdy, pokud některý z párových korelačních koeficientů je v absolutní hodnotě vyšší než 0,8. Párové korelační koeficienty lze vyčíslit v korelační matici: $\overline{X}^T \overline{X}$, (2.7) kde \overline{X} je matice normalizovaných vektorů, které lze získat podle (2.7).

$$\overline{x}_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sqrt{n} \cdot \sigma_{x_i}} \quad i = (1, \dots, k) \quad t = (1, \dots, n) \quad (2.8)$$

kde x_{it} je hodnota i -té vysvětlující proměnné v čase t , \bar{x}_i je její průměr a σ_{x_i} směrodatná odchylka, n je počet pozorování.

Přítomnost vysoké multikolinearity neumožňuje dosáhnout přesného odhadu parametrů vysvětlujících proměnných, které multikolinearitu způsobují.^[4]

Normalita reziduí

Jedním ze základních předpokladů modelu odhadovaného MNC je normální rozdělení náhodné složky s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem. Pro ověření, zda mají rezidua odhadnutého modelu normální rozdělení, je třeba provést test normality. Nulová hypotéza tvrdí, že chyby odhadu jsou normálně rozdělené. Testování vychází z charakteristiky chí-kvadrát a software vypočítá i příslušnou p -hodnotu. Pokud je tedy p -hodnota testu větší než hladina významnosti, nelze tak zamítnout nulovou hypotézu a rezidua jsou normálně rozdělená.

Heteroskedasticita

Testování heteroskedasticity vychází z nulové hypotézy o homoskedasticitě, přijetím alternativní hypotézy je tedy prokázána přítomnost heteroskedasticity.^[12] Je-li

vyčíslená p-hodnota testu větší než zvolená hladina významnosti, znamená to, že nelze zamítnout nulovou hypotézu o homoskedasticitě.

Whiteův test patří k obecnějším testům, kdy za alternativní hypotézu je brána obecně $H_1: \sigma_i = \sigma$. Pak výsledná statistika $n \cdot R^2$, kde n je počet pozorování by měla mít za platnosti nulové hypotézy chí-kvadrát rozdělení s $k-1$ stupni volnosti, kde k je počet parametrů. Whiteův test a jeho modifikace se někdy aplikují pro testování specifikace modelu (např. pro zjištění chybného tvaru regresní funkce nebo pro detekci odlehlých pozorování).

Breusch-Paganův test stanovuje alternativní hypotézu ve formě $H_1: \sigma_i = h(\beta_i x_i)$, kde h je lineární funkce proměnných x_i s příslušnými parametry β_i .^[18]

Whiteův test je zobecněním Breusch-Paganova testu a může rozpoznat obecnější formy heteroskedasticity. Whiteův test může odhalit heteroskedasticitu, ale v rámci toho může identifikovat některou jinou chybu specifikace modelu (včetně nevhodné funkční formy). Na druhé straně může být síla Whiteova testu příliš nízká, zvláště při malém počtu pozorování. Oba testy jsou speciální případy tzv. *LM-testu* (založeného na Lagrangeových multiplifikátorech).^[12]

Autokorelace

V lineárním regresním modelu se předpokládá, že jednotlivá pozorování nejsou mezi sebou korelována. Tento předpoklad může být porušen zejména při práci s časovými řadami. Dochází pak k tomu, že složky nevysvětlené části modelu (obsažené ve vektoru reziduí) budou mezi sebou korelovány. Vliv autokorelace, podobně jako heteroskedasticity, způsobí, že odhady parametrů nebudou nejlepší (tj. s minimálním rozptylem) a že odhady směrodatných odchylek parametrů nebudou konzistentní. Častým důvodem autokorelace je špatná specifikace modelu.^[18]

Velmi používaný test je Durbin-Watsonův test, který byl původně vyvinut pro odhalení pořadové korelace v datech. Pořadová korelace vyjadřuje situaci, kdy hodnoty stejné proměnné jsou napojeny na sebe navzájem. Jiný název pro popis takového jevu je též autokorelace. Výskyt autokorelace indikuje porušení předpokladu o nezávislosti náhodné složky. Pokud jsou korelovány hodnoty s hodnotami předchozího období, mluvíme o autokorelaci prvního řádu. Analogicky při korelaci s hodnotami v dalších obdobích se jedná o autokorelaci druhého, třetího atd. řádu.

Na začátku se stanoví nulová a oboustranná alternativní hypotéza, které obecně zní:

$H_0 =$ V datech se nevyskytuje autokorelace

$H_A =$ Autokorelace je v datech přítomna

Poté se určí testová statistika DW pro zjištění autokorelace 1. řádu:

$$DW = d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (2.9)$$

Zvolíme hladinu významnosti a najdeme příslušnou horní (dU) a dolní (dL) kritickou tabulkovou hodnotu DW .

Rozhodovací kritéria jsou následující:

1. $DW < dL$, pak zamítáme H_0 ve prospěch pozitivní autokorelace
2. DW leží mezi dL a dU , pak je test neprůkazný pro pozitivní autokorelaci
3. $DW > dU$, nezamítáme H_0 , neboli pozitivní autokorelace není přítomna
4. DW leží v $(4-dU; 4-dL)$, test je neprůkazný pro negativní autokorelaci
5. $DW > 4-dL$, negativní autokorelace je přítomna
6. $DW < 4-dU$, není přítomna negativní autokorelace^[3]

Dalším testem pro zjištění autokorelace je Breusch-Godfrey test, který lze libovolně rozšiřovat pro testování autokorelace vyšších řádů (zahrnutím dalších zpoždění reziduí s příslušnou úpravou stupňů volnosti). Nulová hypotéza obecně říká, že v modelu není přítomna autokorelace reziduí. Breusch-Godfrey test pracuje s koeficientem determinace. Pro zjištění autokorelace 1. řádu je testové kritérium získáno jako $(n-1) \cdot R^2$ a má chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti. Tento test je speciálním případem tzv. *LM-testu* (test založený na Langrangeových multiplikátorech).^[9,18]

Prognóování

Vlastnímu odvození prognózy z ekonometrického modelu předchází ověření prognostických vlastností jednotlivých rovnic, které lze posoudit nepřímo na základě rozboru:

- ekonomické interpretovatelnosti vypočtených parametrů
- multikolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými
- těsnosti závislosti endogenních a vysvětlujících proměnných
- statistické významnosti parametrů
- autokorelace reziduí podle Durbin-Watsonova testu
- normovaných odchylek^[4]

Prognostické vlastnosti modelu velmi dobře charakterizuje normovaná odchylka, která je podílem rezidua a příslušné směrodatné odchylky:

$$N_{it} = \frac{\hat{y}_{it} - y_{it}}{s_{y_i}} \quad i = (1, \dots, g) \quad \text{a} \quad t = (1, \dots, n) \quad (2.10)$$

kde \hat{y}_{it} je teoretická hodnota i -té endogenní proměnné v okamžiku t

y_{it} je skutečná hodnota i -té endogenní proměnné v okamžiku t

s_{y_i} je směrodatná odchylka i -té endogenní proměnné

Z normovaných odchylek lze ve formě kvadratického průměru vyčíslit normované odchylky za jednotlivé endogenní proměnné, za každý rok časové řady a normovanou odchylku za celý model:

$$N = \sqrt{\frac{1}{g} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^g \sum_{t=1}^n N_{it}^2} \quad (2.11)$$

Jestliže $N = 1$, pak lze dostat tentýž výsledek, když je teoretická hodnota nahrazena průměrem. Pokud je $N > 1$, pak je výsledek prognózy horší, než kdyby byl model nahrazen průměrem. Cílem je tedy minimalizovat N . V případě $N = 0$ se prognóza shoduje se skutečností.^[2,4]

Při analýze a kvantifikaci soukromé spotřeby domácností je nutné sledovat změny ve spotřebě v závislosti na měnících se ekonomických i mimoekonomických faktorech. V závislosti na dosaženém stupni životní úrovně se mimo jiné mění i úroveň a struktura soukromé spotřeby. Jednou ze základních příčin strukturálních změn ve spotřebě je skutečnost, že spotřebitelé uspokojují své individuální potřeby hierarchicky podle stupně naléhavosti. Navíc se změnami životního stylu a s vývojem rozhodujících ekonomických faktorů, jako jsou výše disponibilních příjmů obyvatelstva a cenový hladina, se postupně mění i spotřebitelské preference.^[5]

2.6 Odhadované modely

Praktická část této práce zabývající se modely komoditní vertikály s pečivem je rozdělena do tří částí: modelování produkce, modelování spotřeby a modelování vertikálních cenových vztahů.

Vybrány jsou modely, které vykazují nejlepší výše uvedené vlastnosti. Hlavní důraz při výběru je kladen na splnění ekonomických předpokladů, na nepřítomnost vysoké

multikolinearity a na statistickou významnost odhadnutých parametrů. K modelování produkce a spotřeby jsou použity prosté jednorovnicové modely. Rovnice jsou v lineárním tvaru kromě modelu spotřeby na základě 1. Tornquistovy funkce. Vertikální závislost cen je modelována pomocí simultánního dvourovnicového modelu.

Modelování produkce

V této práci je modelována produkce potravinářské pšenice. Endogenní proměnnou představuje produkce v mil. tun za kalendářní rok. Časová řada obsahuje roční údaje od 1992 do 2009. Nejvhodnější model je zvolen na základě verifikace, a to ekonomické, statistické i ekonometrické. Jelikož je produkce v rostlinné výrobě ovlivněna klimatickými vlivy daného roku, které se obtížně modelují, je do modelu zahrnuta tzv. *dummy proměnná (umělá proměnná)*.

Každou kvalitativní proměnnou lze do modelu zakódovat jako lineární kombinaci vhodných nula-jedničkových proměnných, které se v ekonometrii označují jako *dummy proměnné*. *Dummy proměnné* se využívají pro modelování výjimečnosti některých období v časové řadě, pro modelování odlehlých pozorování, která vybočují z datového souboru nebo pro odlišení nového modelu, když proběhla nějaká strukturální změna.^[9]

V tomto modelu je použita dummy proměnná pro modelování extrémní podprodukce, která může mít nejrůznější příčiny (v rostlinné výrobě to jsou nejčastěji klimatické podmínky). Pro odlehlé propady v produkci je přiřazena hodnota 1 a pro zbylé případy hodnota 0, tedy v letech, kdy nastal produkční šok, je parametr u dummy proměnné vlivný a působí na vysvětlovanou proměnnou.

Výchozí ekonomický model produkce je následující:

$$y = f(x_2, x_3),$$

kde y je produkce potravinářské pšenice v tunách v běžném období a x_2 je umělá proměnná a x_3 je spotřebitelská cena pečiva v předchozím období.

Modelování spotřeby

Model spotřeby pšeničného pečiva je vytvořen na základě vícenásobné lineární regresní funkce a také pomocí 1. Tornquistovy funkce.

Lineární model spotřeby pečiva je tvořen dvěma vysvětlujícími proměnnými, a to spotřebou v předchozím období a koupěschopností pečiva. Koupěschopnost pečiva je vyjádřena jako podíl čistého peněžního příjmu a spotřebitelské ceny pečiva v běžném období. Zdrojová data pro model jsou roční za období 1992 - 2009.

1. Tornquistova funkce byla navržena k modelování spotřeby (poptávky) tzv. nezbytných statků, zejména potravin. Jedinou vysvětlující proměnnou, která má mít rozhodující vliv na spotřebu je disponibilní příjem spotřebitele.

Ekonomický model vyjadřuje závislost spotřeby pouze na příjmu:

$$y = f(x_p)$$

Obecný matematický zápis této funkce je:

$$y = \frac{\gamma_1 * x_p}{\gamma_2 + x_p} \quad (2.12)$$

kde y je spotřeba, x_p disponibilní příjem a γ_1 a γ_2 značí parametry funkce.

$$\text{Koeficient pružnosti je pak ve tvaru: } E_i = \frac{\gamma_2}{x_p + \gamma_2} \quad (2.13)$$

1. Tornquistova funkce vychází z nulové počáteční úrovně spotřeby (při nulovém příjmu) a zobrazuje hladinu nasycenosti (saturace) ve spotřebě, která je rovna hodnotě γ_1 .^[2,4] Parametry funkce lze odhadnout běžnou metodou nejmenších čtverců po příslušné linearizaci funkce, nicméně v této práci je proveden nelineární odhad v programu Statistica na základě ročních údajů 1989 - 2009.

Modelování cen ve vertikále

Pro modelování cen v rámci vertikály s pečivem je použit dvourovnicový simultánní model. Vysvětlované proměnné jsou ceny zemědělských výrobců potravinářské pšenice a spotřebitelské ceny pšeničného pečiva bílého.

Simultánní vztah vyjadřuje vzájemnou determinaci vysvětlující a vysvětlované proměnné, vysvětlovaná proměnná jedné rovnice tak vystupuje jako vysvětlující v druhé rovnici a naopak. Simultánní model může kromě stochastických rovnic obsahovat rovněž rovnice identitní, v tomto případě je však složen pouze ze dvou stochastických rovnic.

Ekonomický model cenových závislostí je následující:

$$y_1 = f(y_2, x_1, x_6)$$

$$y_2 = f(y_1, x_1, x_7)$$

kde y_1cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské (Kč/t)

y_2spotřebitelská cena pšeničného pečiva bílého (Kč/kg)

x_1konstanta

x_6spotřebitelská cena chleba kmínového (Kč/kg)

x_7spotřeba bílého pšeničného pečiva (kg/os/rok)

Simultánní modely je nutné identifikovat, tj. zajistit jejich řešitelnost, resp. jednoznačnost. Identifikace se provádí pro každou rovnici samostatně. Model je pak identifikovaný, jsou-li identifikované všechny jeho rovnice. Podmínkou identifikace je:

$$k^{**} \geq g^* - 1, \quad (2.14)$$

kde k^{**} je počet predeterminovaných proměnných nezahrnutých v testované rovnici a g^* je počet endogenních proměnných zahrnutých v testované rovnici (vysvětlovaných i vysvětlujících).^[4]

Platí-li rovnost vztahu (2.14), pak je rovnice přesně identifikovaná, platí-li ostrá nerovnost, pak je rovnice přeidentifikovaná. Pokud nerovnost neplatí, pak je rovnice neidentifikovaná (podidentifikovaná). U neidentifikované rovnice nelze vůbec odhadnout strukturální parametry, u přesně identifikované lze odhadnout jednoznačný soubor strukturálních parametrů a přeidentifikovaná rovnice značí, že lze odhadnout nejméně dva soubory strukturálních parametrů (tedy nejednoznačně).^[9] Pro možný odhad parametrů je tedy nutné splnění vztahu (2.14) pro každou rovnici modelu.

Parametry simultánního modelu jsou vypočteny dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců (DMNČ nebo v programu Gretl TSLS). V případě přesně identifikovaných rovnic, lze model odhadnout i běžnou metodou nejmenších čtverců, avšak po převedení modelu do redukovaného tvaru, kdy jsou všechny endogenní proměnné vysvětlovány pouze exogenními proměnnými.

U soustavy simultánních rovnic v programu Gretl je testována heteroskedasticita Pesaran-Taylorovým testem. Pokud je p-hodnota tohoto testu vyšší než zvolená hladina významnosti, pak nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti heteroskedasticity, jinými slovy je prokázána homoskedasticita.

3 Literární rešerše

3.1 Tržní koncentrace a vertikální integrace

Agrobyznys v klasickém pojetí zahrnuje nejen zemědělskou výrobu, ale i souhrn všech činností týkajících se zpracování a distribuce produktů vyrobených na farmě. To znamená výrobní činnosti na farmě, dále skladování, zpracování, dopravu a prodej zemědělských komodit a produktů z nich vyrobených.

Zpravidla monopsonní, resp. oligopsonní postavení zpracovatelů (na trhu zemědělských výrobků) a obchodu (na trhu potravinářských výrobků) vytváří dominantní pozici ve výběru dodavatelů včetně stanovování podmínek dodávky suroviny a začíná se prosazovat jako rozhodující faktor při volbě struktury a rozsahu zemědělské výroby v daném regionu. V současnosti jde pouze minimum zemědělských produktů přímo od výrobce ke spotřebiteli, většina produktů prochází fázemi zpracování, adjustace, skladování a distribuce.

Koncem 20. století se změnil charakter prostředí zemědělských podniků, které dříve bylo tradičně považováno za prostředí nesoucí znaky dokonalé konkurence. Tržní struktura determinuje chování jednotlivých firem v odvětví a to zase determinuje výkonnost odvětví. Rozhodující charakteristiky odvětví jsou, kromě výrobní diferenciace, možnosti využití výhod z rozsahu a velikosti bariér vstupu a výstupu z odvětví, tržní koncentrace a stupeň vertikální integrace a diverzifikace.

Tržní koncentraci lze definovat jako koncentraci prodejců a nakupujících danou jejich počtem a velikostí. Koncentrace prodejců/nakupujících se projevuje v chování jednotlivých firem v odvětví proto, že náklady spojené s vyhledáváním potřebných cenových informací závisí na počtu firem pohybujících se v odvětví, míra koncentrace má vliv na vzájemnou závislost jednotlivých firem a determinuje stupeň oligopolu či oligopsonu. Vyšší koncentrace zvyšuje možnost poznání odvětví. Potřeba zvyšování koncentrace zemědělských výrobců na bývá na důležitosti v případě, že se na komoditních trzích posiluje vyjednávací postavení odběratelů.

Vertikální integraci lze rozdělit na:

- *dopřednou vertikální integraci*, projevující se v expanzi výroby směrem k navazujícím fázím zpracování, finalizace produkce a její distribuce

- *zpětnou vertikální integraci*, spočívající v expanzi směrem k předcházejícím fázím, tzn. směrem k zajištění požadovaných výrobních vstupů, přičemž míra vertikální integrace se neliší pouze mezi jednotlivými odvětvími, ale i mezi firmami v rámci jednoho odvětví.^[8]

3.2 Výrobní vertikály

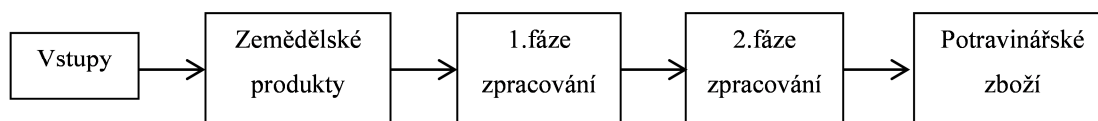
Výrobní vertikála je definována jako tok, cesta produktu od jeho vývoje, výzkumu, biologického a technického řešení, přes hromadnou zemědělskou výrobu, jeho zpracování ve finální výrobek, včetně jeho prodeje ke spotřebiteli. Nejde tedy o organizační, ale technologické propojení. Účelem vytváření vertikál je racionální propojení nejrůznějších organizačních forem hospodářských subjektů navzájem ve směru horizontálním (zemědělských podniků) i vertikálním (zemědělský podnik, zpracovatelský podnik, obchod), a to uvnitř odvětví, mezi odvětvím a jeho dodavateli a odběrateli, obchodem včetně zahraničního s cílem plynulého průchodu produktu celým tokem a kvalitního uspokojení poptávky se všemi atributy, které k tomuto termínu patří.^[1]

Potravinová vertikála nebo *potravinový řetězec* charakterizuje výrobní, zpracovatelské i obchodní procesy, jejich interakce na jednotlivých trzích, které fungují v rámci takto vymezené vertikály. Vertikály v tomto pojetí jsou odvozovány od výchozí výroby zemědělského produktu jako suroviny a sledují toky od výrobce až po spotřebitele. Proto je v této souvislosti používán i výraz *komoditní vertikála*. Jedná se o charakteristiku na sebe navazujících činností, které postupně přeměňují surovinu získanou v zemědělské prvovýrobě na produkt určený konečnému spotřebiteli a o vzájemné působení trhů v rámci takto definované vertikály.^[8]

V tradičním modelu je preferována nabídková stránka, tj. rozhodující pozice v rámci řetězce je koncentrována ve výrobní fázi, tedy na úrovni zemědělské prvovýroby. Ostatní navazující články nerozhodují o rozměru a parametrech dodávané suroviny.

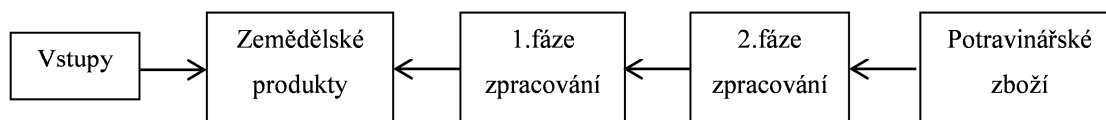
V opačném pojetí je zvýrazněn vliv poptávkové stránky, zpracovatelé potravin a obchodníci se prosazují při maximalizaci svého podílu na výdajích spotřebitele. Navíc u konečných článků na potravinovém trhu dochází ke koncentraci, konsolidaci a posílení tržní síly na poptávkové straně v navazujících fázích zpracování a obchodu.

Obrázek 2: Nabídkově orientovaný potravinový řetězec



zdroj: [Bečvářová, Lechanová, str. 18]

Obrázek 3: Poptávkově orientovaný potravinový řetězec



zdroj: [Bečvářová, Lechanová, str. 19]

Rozložení sil v současných podmínkách odpovídá spíše poptávkově orientovanému modelu, kdy dochází k významnému oslabení pozice zemědělců především z hlediska možností volby a výběru partnerů na úrovni komoditní vertikály (omezování manévrovacího prostoru je dáno i charakterem komodit, kde jednu z rozhodujících rolí hraje objem a možnost jejich transportu).^[8]

Propojení vertikály může mít opět nejrozmanitější formy, počínaje kvalitními dodavatelskými smlouvami, přes různě těsné kooperace až po fúzi hospodářských subjektů.

Ekonomická síla vertikály spočívá v profesionálním rozvíjení technologických vazeb, překonávání izolovanosti jejich jednotlivých prvků, soustředování vědomostí, sil a prostředků v zájmu shodného výrobního a ekonomického cíle, kterým je výroba kvalitních, konkurenčně schopných potravin pro domácí i zahraniční trh.

Při popisu vertikály se lze setkat s pojmy:

- *článek vertikály*, což je ucelená část výrobního procesu založená na shodné technologii
- *prvek vertikály*, což je každý samostatný hospodářský subjekt ve vertikále.

Vertikály výroby potravin jsou považovány za komplikované a těžko říditelné. Tato charakteristika souvisí s některými specifiky především té části vertikál, která se týká hromadné zemědělské prvovýroby. Uvedená specifika jsou společensky akceptovatelná v případě, že nejsou pouze deklarována, ale lze kvantifikovat jejich ekonomický dopad do odvětví, které je tím znevýhodněno v konkurenci s ostatními.^[1]

V Evropě, resp. EU dochází v potravinářském průmyslu k výrazným strukturálním změnám v obou fázích zpracování a k mimořádně rychlé koncentraci. Jednou z příčin bylo

prosazení a rozšíření vlivu velkých obchodních řetězců na potravinovém trhu. Přes značnou diferenciaci podle jednotlivých členských zemí EU, obecně dochází ke koncentraci a konsolidaci ve všech oborech potravinářského průmyslu.

Většina dílčích trhů v rámci potravinového řetězce se vyznačuje nedokonale konkurenčním chováním. Zvýšenou koncentrací zpracovacích a distribučních článků komoditních vertikál narůstá riziko zneužití tržní síly včetně jejích projevů ve formování cen v celé vertikále. Pokud se v jednotlivých fázích výrobní vertikály vyskytuje nedokonale konkurenční struktura, potom přenos cenových pohybů v rámci vertikály nebude úplný.

Pokud nejsou cenové změny dokonale přenášeny napříč vertikálou, dochází k zadržování zisků z titulu využití tržní síly jednotlivých článků. Spotřebiteli není umožněno plně využít užitek, jež mu přináší např. klesající ceny zemědělských výrobců.

Tento předpoklad se týká zejména dvou trhů:

- trhu zemědělských komodit, tržní síla zpracovatele znevýhodňuje vyjednávací možnost zemědělských výrobců (monopson či oligopson)
- trhu potravin, navazující zpracovatelské a distribuční články nepřenesou přesně a plně změny z úrovně zemědělského podniku ke spotřebitelům a naopak ani změny ve spotřebitelské poptávce, navíc sama spotřebitelská poptávka je ve stále větší míře ovlivňována marketingovou činností velkých obchodních řetězců (vliv mono- resp. oligopolu).

Důsledky uplatnění tržní síly obchodních řetězců i části zpracovatelských článků se z dlouhodobého hlediska může projevit ve snížení možností výběru jak v produkci tak v obchodní nabídce s negativním dopadem na spotřebitele. Vznikají a na trhu rozhodují silné potravinové řetězce, ve kterých dominuje několik velkých firem. Taková skupina pak může ovládat prostřednictvím strategických spojení velkou část potravinové vertikály v agrobiznisu od výzkumu a výroby biologického materiálu až ke zpracovaným potravinářským produktům.^[8]

Základní specifika zemědělství ve výše uvedeném smyslu slova:

1. Výroba je závislá na půdě, rostlinná výroba má plošný charakter. Odvětví tím ztrácí část výhod plynoucích z koncentrace výroby na jednom místě. Základním dopadem do ekonomiky jsou hlavně zvýšené náklady na technologickou přepravu.

2. Rozdílná kvalita půdy je příčinou její rozdílné úrodnosti a z ní plynoucí rozdílné konkurenceschopnosti na trhu především u produktů, které lze s ohledem na půdní a klimatické podmínky obecně vyrábět plošně (obiloviny). Nerespektování rajonizace v rostlinné výrobě vede zpravidla ke snížení efektivity vkladů.
3. Reprodukční proces má biologický charakter, probíhající ve víceméně neměnných cyklech. Tím klesá jeho schopnost plynule se přizpůsobovat podmínkám trhu. Dopadem do ekonomiky je nesoulad mezi nabídkou a poptávkou vyvolávající kolísání cen a tím způsobující nejistotu hospodářského výsledku i při technologicky dobře zvládnuté výrobě.
4. Výrobní cykly mají spíše dlouhodobý charakter, který nelze libovolně ani měnit, ani přerušovat. Tím vznikají vysoké požadavky na vázanost kapitálu (především krátkodobého) v odvětví po celou dobu výrobního cyklu. Jeho výnosnost s rostoucí délkou cyklu většinou klesá a u ekonomicky slabých podniků je spojena s rostoucím podílem cizího kapitálu zapojeného do výrobního procesu, jehož náklady pořízení zpravidla převyšují jeho výnosnost v zemědělství obecně i u většiny odvětví. Ekonomickým dopadem je tedy opět pokles efektivity vkladů.
5. Výroba je sezónní. Tato vlastnost s sebou kromě dopadu do kolísání cen přináší i nerovnoměrné požadavky na potřebu oběžného kapitálu a pracovní síly. Sezónní výroba s sebou přináší i potřebu vázat krátkodobý kapitál (zásoby) až do doby příští sklizně. S tím jsou spojeny dodatečné náklady na skladování a opět tlaky na potřebu cizích zdrojů.
6. Průběh klimatických podmínek může oběma směry podstatně modifikovat naturální výsledek výroby i jeho kvalitu a tím ovlivnit ekonomický vztah input – output v hodnotovém vyjádření. Předcházení těmto výkyvům je opět spojeno s vícenásobnými typy pojištění úrody, tvorba pojistných zásob at' již u hospodářských subjektů nebo v hmotných rezervách státu.
7. I přes pokračující proces koncentrace a specializace výroby zůstává klasický zemědělský podnik víceodvětvový a jako takový je zpravidla účastníkem více vertikál. Zejména v případech, kdy jedna komodita může být surovinou pro více článků vertikály, může nevhodné konkurenční prostředí nebo nestandardní výsledek výroby (neúrody, nadúrody) vyvolat i dlouhotrvající poruchy na trhu

surovin (delší než je doba výrobního cyklu) a to tím hlubší a déletrvající, čím je výrobní cyklus daného výrobku delší a čím se daný vliv projevil na větším teritoriu.

8. Výrobní toky zemědělských vertikál jsou tvořeny velkým počtem prvků. Vazby, které je spojují, jsou proměnné v souvislosti s body 1. až 6. Jejich řízení v souladu s naturálním a hodnotovým vyjádřením koupěschopné poptávky představuje činnost náročnou na velké množství informací, poskytovaných a zpracovávaných ve velmi krátkém čase a očekává odpovědnou reakci všech účastníků trhu.
9. Existuje bezprostřední závislost na oblasti spotřeby. Když je velmi odlišná pro jednotlivé výrobky resp. jejich skupiny (spotřeba chleba proti spotřebě piva), reaguje spotřeba okamžitě a často i velmi pružně na nejrůznější, předem často i těžko předvídatelné podněty. Uspokojování takových reakcí poptávky je opět většinou spojeno s dodatečnými vícenáklady.^[1]

3.3 Ekonomické vazby výroby komodit rostlinného původu

Výroba většiny komodit rostlinného původu je úzce spojena s využitím půdy. Její produktivnost je dána z velké části její přirozenou úrodností, která je výsledkem dlouhodobých půdotvorných procesů. Základem hospodaření na půdě by mělo být udržení, resp. zlepšování tohoto stavu, s cílem vytvořit podmínky pro stabilizaci výnosů plodin vhodně rajonizovaných. Stabilita výnosů má v tržních podmínkách stále rostoucí význam pro stabilitu ekonomiky celého odvětví, neboť je jedním z faktorů souladu nabídky a poptávky, z nichž druhá je jako celek značně stabilní.

Půda, jako základní výrobní faktor rostlinné výroby, má ve srovnání s ostatními výrobními faktory určité zvláštnosti, které se promítají do efektivnosti výrobního procesu na ní. Patří k nim především to, že je nerozmnožitelná, výroba na ní má plošný charakter a nákladová položka spojená s jejím vlastnictvím, respektive užíváním, nemá charakter odpisu, ale daně z nemovitosti, případně doplněné o smluvní nájemné.

Ekonomické výsledky produkce RV jsou výslednicí vzájemně úzce provázaných charakteristik, k nimž patří:

- naturální výnos z jednotky plochy (ha)
- kvalitativní parametry tohoto výnosu ve vztahu k požadavkům odběratelů (mohou být i různé např. pšenice pro mlýny, ke krmným účelům nebo na výrobu bioetanolu)
- podíl realizované produkce z celkové produkce (tržnost)

- náklady spojené s dosažením této produkce
- realizační ceny prodané produkce související nejen s kvalitou, ale i se stavem trhu

Každá z uvedených charakteristik je dále výslednicí působení celé řady faktorů.^[1]

Rozvoj výroby se může uskutečňovat extenzivním způsobem, kdy je růst objemu výroby dosahován převážně na základě rozšiřování výrobní základny – zvyšuje se výměra využívané půdy, počty hospodářských zvířat, rozsah tržní produkce apod. Druhou možností je intenzivní způsob, kdy je růstu dosahováno při nezměněném rozsahu výrobní základny zpravidla zvýšením kvality a tím efektivnosti produkčních faktorů, což se projevuje v růstu hektarových výnosů a užitkovosti, zvýšení kvality produkce a tím i její ceny.

Nejčastější případ změn je vyvolán kombinací obou faktorů v různém poměru. Potom je třeba kvantifikovat jejich podíl na celkové změně. Je-li podíl intenzivního faktoru větší než 50 %, jde o převážně intenzivní typ rozvoje odvětví a naopak, je-li podíl extenzivního faktoru větší než 50 %, jde o převážně extenzivní typ rozvoje.

Obecně platí, že vliv každého z uvedených faktorů na změnu vrcholového ukazatele lze vyjádřit jako:

*Vliv faktoru = celková absolutní změna vrcholového ukazatele * (ln indexu změny faktoru, jehož vliv kvantifikujeme / ln indexu změny celkem vrcholového ukazatele)*

Z matematického hlediska musí být splněn požadavek, že součin obou (i více) faktorů musí beze zbytku tvořit celek (např. výnos * plocha = sklizeň nebo prodané množství * jednotková cena = tržba). Změnu celku pak lze rozdělit na vliv jednotlivých faktorů, vyjádřený relativně (v %) i absolutně v běžných technických či finančních jednotkách.^[15]

3.4 Naturální výnos v RV a náklad na hektar produkční plochy

Produkcí lze v zásadě získávat v režimu extenzivního nebo intenzivního hospodaření, každý z nich má ještě další vnitřní členění, ekologického hospodaření apod. Výnos v RV je měřen v tunách na hektar sklizňové plochy. Tím je myšlena část produkce nazývaná hlavní výrobek, pro který je daná kulturní rostlina pěstována (u pšenice zrno, u lnu stonek). Do hrubé produkce odvětví vchází s hlavním výrobkem i vyrobené množství vedlejšího výrobku ve sdružených výrobcích (u zrnin sláma, u cukrovky chrást).

Výnos je vlastnost druhová. U našich kulturních plodin se v současné době pohybují výnosy zemědělské praxe od 0,1 až do cca 60 tun na hektar. Na rozvoj výkonnosti druhu

má vliv úroveň a cíle šlechtitelské práce a její výsledky promítnuté do genetického potenciálu jednotlivých odrůd dané plodiny. Proto je pro ekonomické výsledky důležité sledování odrůdové skladby v rámci druhu. Odrůda může ovlivnit jak velikost naturálního výnosu, tak i kvalitu produkce a tím její hospodářské využití. U řady plodin je prokázána negativní korelace mezi velikostí naturálního výnosu a jeho kvalitou (krmné pšenice mají za normálních okolností výnos zpravidla vyšší než potravinářské).^[1]

Produkční funkce popisuje vztah mezi vstupy a výstupy odvětví vyjádřené v technických jednotkách. Její závěry mají omezenou možnost zobecnění, neboť jsou závislé na podmínkách, pro které byly kvantifikovány. Jsou však velmi vhodné pro kontrolu a řízení průběhu naturálních toků v odvětvích.

Hrubá produkce odvětví, jako součet hlavních a vedlejších výrobků oceněná v penězích, se podle dalšího užití rozděluje na produkci tržní, která opouští podnik, a na meziproduct, který je v rámci podniku zpravidla použit jako výrobní spotřeba. Tržní produkce v naturálních jednotkách vynásobená dosaženou tržní cenou tvoří tržby odvětví. Vztah mezi hrubou a tržní produkcí v naturálních jednotkách se nazývá tržnost odvětví. Je vyjádřena zpravidla v % a jde o faktor, který může výrazně ovlivnit finanční výnosy odvětví, neboť netržní část produkce je v řadě případů jinde nepoužitelná (semenářství trav) nebo má charakter méně efektivního vstupu (potravinářské obilí pro krmení s ohledem na jeho konverzi). I kvalitní meziproduct oceňovaný vlastními náklady může snížit efektivnost vlastního odvětví (spotřeba vlastní krmné pšenice), ale zvýšit ji v jiném, jako relativně levný kvalitní vstup (krmné obilí pro vlastní míchárenu krmných směsí pro ŽV).

Pod pojmem náklad je obecně chápáno vynaložení prostředků, zpravidla ve finančním vyjádření. Náklady vznikají nikoliv pořízením, ale použitím těchto prostředků ve sféře výroby nebo oběhu. Tím se liší náklady od výdajů.

Velikost nákladů na hektar souvisí především s druhem pěstované plodiny, standardní náročností technologie a možností použití úsporných variant. V neposlední řadě je to otázka velikosti očekávaného výnosu, tedy výsledek rozhodnutí o tom, zda výroba je vedena v intenzivním nebo úsporném režimu. Výše nákladů odvětví může být výrazně ovlivněna i systémem sledování a klíčování nepřímých nákladů ve směru k jednotlivým odvětvím.

Náklady jsou členěny z několika hledisek. Za základní lze považovat hledisko druhové, rozdělující náklady na náklady materiálové, náklady mzdové a náklady finanční. Každá z těchto skupin je podle potřeby vnitřně dále členěna. Podle vztahu k objemu produkce jsou náklady děleny na variabilní, které se s růstem produkce mění progresivně, proporcionálně nebo degresivně a náklady fixní, na rozsahu produkce nezávislé až do vyčerpání kapacity. Poté se mění skokově. Podle období, ke kterému se náklady váží, jsou rozlišeny náklady běžného období a náklady příštích let.^[1, 15]

3.5 Faktory ovlivňující výši realizační ceny

Zemědělství patří mezi odvětví, ve kterém se podmínky trhu blíží dokonalé konkurenci. Žádný z prodávajících nemůže sám podstatně ovlivnit tržní cenu, přijímá ji tedy jako faktor daný trhem. Výrobky dodávané na trh – surovina pro zpracovatelský průmysl, resp. zboží, určené k finální spotřebě, se za normálních okolností příliš neliší svými charakteristickými znaky, které slouží k uspokojení potřeby kupujících. Vstup na trh dané komodity je pro výrobce – vlastníky či nájemce půdy – relativně snadný, ale charakteristický značným časovým zpožděním, které úzce souvisí s délkou výrobního cyklu každé z komodit. Tato skutečnost má zásadní vliv na utváření tržní ceny nabídky. Čím delší čas se konkrétní tržní cena udržuje relativně daleko od bodu tržní rovnováhy v daném odvětví, ať směrem dolů či nahoru, tím lze v následujícím období očekávat její větší výkyvy. Je to způsobeno tím, že v obou případech dojde k nepřiměřenému přílivu, resp. odlivu kapitálu v rámci odvětví (změna v osevním postupu, využití kapacity pro jiný směr produkce apod.).

Cena výrobku je stanovena vždy za určitých podmínek, k nimž obecně patří identifikace zboží, jeho název, měrná jednotka, kvalita, dodané množství a dodací podmínky, které stanovují balení, dopravní paritu, množstevní srážky a přírážky apod. Mohou do ní vstupovat pouze ekonomicky oprávněné náklady pořízení, zpracování, oběhu, daň, clo a přiměřený zisk.

Dosažená realizační cena výrobků odráží především situaci na domácím trhu, tj. vztah mezi aktuální nabídkou a poptávkou suroviny stejné kvality a stejného užití. Kvalitativně lepší mívá zpravidla cenu vyšší, i když především v době nadprodukce (sezónní i dlouhodobé) se ceny významně přibližují, přičemž zpravidla pokles ceny vyšší kvality je rychlejší. Je to odraz toho, že surovina je v menší či větší míře zaměnitelná, aniž

by při záměně došlo ke zhoršení kvality výrobků u zpracovatele nebo ke zhoršení efektivnosti při zpracování.

Vývoj cen významně ovlivňuje i velikost zásob a předpokládaná výše budoucí produkce. Cenové křivky většiny produktů mají každoročně různý průběh a stále významné rozdíly mezi regiony v ČR. Kolísání cen souvisí úzce i s problematikou skladování, tj. především s dlouhodobou údržností kvality výrobku při skladování, nákladů spojených se skladováním, regionálním rozmístěním skladů a jejich vlastnictvím (sklady výrobce, skupiny výrobců, zpracovatelů, obchodu). Zpracovatelské obory, které vlastní dostatečnou skladovou kapacitu a jsou kapitálově stabilní, vykazují zpravidla menší cenové kolísání suroviny. Velmi kolísavý cenový vývoj mají těžko skladovatelné, výrobně vysoce sezónní produkty jako je čerstvé ovoce, listová zelenina apod.^[1]

Růst cen obilovin v roce 2008 byl způsoben převisem poptávky nad nabídkou. Po předchozím nepříznivém roce 2006/2007, kdy došlo k významnému snížení celosvětové produkce obilovin byl očekáván světový růst produkce o 1,75 %. Odhadovaná spotřeba pro rok 2007/2008 převyšovala celosvětovou produkci přibližně o 16,3 mil. tun. Již v roce 2006/2007 byla disproporce mezi produkcí a spotřebou 23,6 mil. tun. To znamená, že napětí na světovém trhu s pšenicí se teoreticky mírně snížilo do té chvíle, než se zjistilo, jak přezimovaly obilniny a zrniny v Číně. S vidinou zásobování hlavně Číny v roce konání olympijských her skupili spekulanti veškeré volné obilí na trhu. Dalším faktorem byl nedostatek rýže v oblasti Asie, který musel být nahrazen převážně pšenicí.^[19]

Aby tržní cena, zejména u strategicky důležitých komodit, neklesala pod hranici ekonomicky únosnou pro většinu výrobců, může stát použit k regulaci trhu intervenční ceny, za které vykoupí produkci do intervenčních nebo veřejných skladů. Zároveň musí jasně deklarovat podmínky, za kterých bude produkce vyvezena na zahraniční trh nebo použita na trhu domácím při vysokém růstu ceny. Intervence se může vztahovat buď k určitému množství, nebo k veškerému množství po určitou dobu. Významným regulátorem výše ceny jednotlivých komodit na domácím trhu a zpravidla jejich horní limitou je cena na zahraničním trhu. V momentě, kdy dochází k růstu ceny na domácím trhu a jejímu vyrovnávání s cenou zahraniční, začíná většina zpracovatelských vertikál i obchod organizovat poměrně rychle dovoz.^[1]

3.6 Produkce obilovin v ČR

Odvětví svým rozsahem i ekonomickým přínosem pro zemědělské podniky patří k nosným částem rostlinné výroby. Měřeno podílem na hrubé zemědělské produkci (HZP), pak ve stálých zúčtovacích cenách tvoří obiloviny v roce 2008 44 % z RV a 23 % z HZP. Podíl na produkci v běžných cenách je nižší, což svědčí o relativně méně výhodných změnách cen ve srovnání s ostatními komoditami.

Vnitřní struktura odvětví je dost diferencovaná podle výrobních oblastí, ale v zásadě lze říci, že obiloviny jsou součástí výrobní struktury každého klasického zemědělského podniku. S rostoucí nadmořskou výškou se zhoršuje možnost jejich využití pro potravinářské účely.

Produkce obilovin je výslednicí dvou základních faktorů, a to plochy a výnosu z hektaru, který charakterizuje intenzitu výroby, tj. rozsah produkce z jednotky plochy. Z dlouhodobého hlediska je možné sledovat trend snižování osevních ploch až do první poloviny 60. let, potom jejich vzestup v 70. letech až na 55 % z o.p.. S růstem výnosu v průběhu 80. let se plochy stabilizovaly v rozmezí 1,6 až 1,7 mil. ha. Ve struktuře se začaly prosazovat hlavně pšenice a ječmen jako druhý s vyšší úrovní genetického potenciálu a stabilnějším výnosem. Změny ve výživových zvyklostech, které vedly k větší spotřebě bílého pečiva na úkor chleba, a pokles stavů koní pak dále uspořádal pokles ploch žita a ovsu. Zúžená struktura výroby stabilizovala rozsah sklizně na úrovni nad 6 mil. tun ročně s výnosy mezi 3.5 až 4 tun na hektar. Přesto zůstala ČR i v této době dovozcem obilovin za poměrně přijatelných cenových podmínek. S rostoucí poptávkou po obilí na světových trzích v 80. letech minulého století rostly i ceny dovozu. Protože extenzivní cesta rozvoje domácí produkce byla již vyčerpána, bylo nutné zajistit potřebnou produkci cestou růstu výnosů. Tím bylo znovu posíleno postavení pšenic ve struktuře a nastal dynamický rozvoj výroby ječmenů ozimých, které svými výnosy v některých letech a oblastech byly schopné konkurovat výnosu pšenice ozimé. Koncem 80. let se stala ČR v krytí spotřeby obilovin soběstačná. Sklizeň roku 1990 představuje špičku obilnářství ČR v rozsahu produkce, jejich kvalitativních parametrech i v hektarovém výnosu.^[1]

Tržní podmínky po roce 1990 vytvářely pro pěstování obilovin velmi příznivé prostředí z hlediska vztahu velikosti nákladů a realizační ceny. Omezujícím faktorem rozvoje byl pokles stavů zvířat a snížení úrovně obměny osiv z důvodů nedostatku finančních prostředků v zemědělství obecně. Devadesátá léta minulého století byla

charakterizována stagnací ploch mimo ploch pšenice, poklesem výnosů všech druhů obilovin s výjimkou kukuřice. V některých letech jsou problémy i s dosažením potravinářské kvality. Ze struktury jsou znovu vytlačovány kvůli nízké poptávce oves, žito, ale i výnosově výkonné a z krmivářského hlediska nutričně velmi ceněné tritikale. Na malých plochách začínají zejména bioproducenti pěstovat oves nahý, pohanku a proso pro potravinářské účely. Pokles výnosů a stagnace produkce byla přerušena rekordními sklizněmi v roce 2004 a 2008, kdy vlivem příznivých klimatických podmínek a agrotechniky většina obilovin překonala výnosovou úroveň roku 1990.^[1]

Užití produkce obilovin v ČR

Obiloviny mají široké spektrum použitelnosti a jsou předmětem pozornosti ekonomů na makro i mikro úrovni. To by však nemělo vést k tomu, že se hledají možnosti jeho spotřeby až po jeho vypěstování. Při takovém hospodaření může docházet ke ztrátám v oblasti ekonomiky nejen v rámci vlastního odvětví, ale i v odvětvích, která ho spotřebovávají i třeba za nižší cenu.

Výroba obilovin se pohybuje v ČR dlouhodobě s mírnými výkyvy v průměru mezi 6,5 a 7,5 mil. tun. Odvětví zasahuje výrazně do ekonomiky zemědělských hospodářství tím, že patří k významným tržním odvětvím RV a prostřednictvím spotřeby krmných směsí, jejichž je hlavním komponentem ovlivňuje ekonomiku všech odvětví ŽV.

Tabulka 1: Bilanční tabulka obilovin celkem (kromě rýže)

Ukazatel	Jedn.	2007/2008	2008/2009	2009/2010
Osevní plocha	tis.ha	1579,8	1558,6	1541,7
Výnos	t/ha	4,53	5,37	5,08
Výroba	tis.t	7 152,9	8 369,5	7 832,0
Počáteční zásoby	tis.t	920,3	1 210,1	1 409,9
Dovoz celkem	tis.t	179,7	126,8	73,8
Celková nabídka	tis.t	8 252,9	9 706,4	9 315,7
Domácí spotřeba celkem:	tis.t	5 699,5	5 833,0	5 388,0
- potraviny	tis.t	1 997,0	1 987,0	2 045,0
- osiva	tis.t	348,5	347,0	333,0
- krmiva	tis.t	3 265,0	3 187,0	2 777,0
- technické užití	tis.t	89,0	312,0	233,0

Vývoz celkem	tis.t	1 343,2	2 272,5	2 073,2
Intervenční nákup	tis.t	0,0	191,1	343,8
Prodej intervenčních zásob	tis.t	0,0	191,1	0,0
Zůstatek intervenčních zásob	tis.t	0,0	0,0	343,8
Celkové užití	tis.t	7 042,7	8 296,6	7 805,0
Konečné zásoby	tis.t	1 210,2	1 409,9	1 510,7
Kon. zásoby/celk. užití	%	17,18	16,99	19,36
Kon. zásoby/dom. spotřeba	%	21,23	24,17	28,04

zdroj: Situační a výhledová zpráva – obiloviny 12/2010

Bilance obilovin se dělá za hospodářský (marketingový) rok, který začíná v červenci a končí v červnu následujícího roku. Do celkové každoroční nabídky se promítají výrazně převodní zásoby, které jsou v zásadě výslednicí poměru úrody, spotřeby minulého roku a salda zahraničního obchodu. Podíl konečné zásoby přesahující 20 % domácí spotřeby ovlivňuje negativně realizační ceny obilovin z následující sklizně. Na převodních zásobách se podílí především pšenice.

Zahraniční obchod má značné výkyvy. Dovozy se pohybují v rozmezí do 200 tis. tun a zahrnují většinou tvrdou pšenici. Vývozy kolísají v rozsahu od množství zanedbatelného až po 2 mil. tun. Podílí se na nich především pšenice.^[1]

Pod vlivem další velmi nadprůměrné produkce obilovin ze sklizně 2009 pokračoval propad či určitá stagnace cen na obilném trhu ČR u většiny komodit, a to jak v potravinářské, tak i krmné kvalitě. Ceny většiny komodit znovu klesly ihned po sklizni a dosahovaly velmi nízkých a nerentabilních úrovní. Cenový pokles se projevil především u pšenice potravinářské, kde v polovině marketingového roku 2009/2010 dosáhla cenová hladina úrovně 2612 Kč/t. Pro marketingový rok 2010/2011 se předpokládá, že vlivem průměrné produkce obilovin s nevyrovnanými kvalitativními parametry dojde k výraznému skokovému nárůstu cen na obilném trhu u většiny komodit. Dá se očekávat, že měsíční průměry cen potravinářské pšenice u zemědělců dosáhnou v závěru roku 2010 úrovně 4300 - 4650 Kč/t.

Na základě nařízení Rady (ES) č. 1234/2007, v aktuálním znění, je v ČR v marketingovém roce 2010/2011 realizován intervenční nákup pšenice s množstevním omezením 3 miliony tun pro celou EU.

Celkový dovoz obilovin ve výši 73,8 tis. tun v marketingovém roce 2009/2010 je oproti předchozímu ročníku nižší. Předpokládaný dovoz pro marketingový rok 2010/2011 se očekává v důsledku průměrné a ne příliš kvalitní sklizně ve výši 123 tis. tun (především žita). U zpracovaných výrobků opět vzrostl objem dovozu pšeničné mouky o 0,5 tis. tun na 51 tis. tun.

U celkového vývozu se očekává jeho mírné snížení z 2073,2 tis. tun v marketingovém roce 2009/2010 na 1927 tis. tun v roce 2010/2011. Uvedený opětovný velmi vysoký vývoz je předpokládán především z důvodů zachování částečně vyrovnané bilance obilovin. Také v letošním roce zůstává zachován dominantní vliv pšenice na celkovou bilanční rovnováhu všech obilovin. Dá se očekávat, že většina přebytků obilovin se bude nacházet ve formě pšenice a ječmene. Tyto přebytky z letošní sklizně by se pak měly odčerpat opětovně vysokým exportem.^[14]

Domácí spotřeba je pod úrovní výroby a má klesající tendenci. Jejich poměr určuje stupeň soběstačnosti, který dlouhodobě přesahuje 100 %. Trendy spotřeby jsou výrazně formovány rozsahem spotřeby obilovin pro krmné účely. Na tento směr užití připadalo dříve přes 2/3 obilí.

Spotřeba obilovin v ČR

Ve výživě lidí mají obiloviny širokou upotřebitelnost. Spotřeba je sledována v hodnotě zrna, mouky a podle hlavních druhů potravin. V hodnotě mouky se pohybuje dlouhodobě kolem 110 kg na obyvatele s mírnou tendencí poklesu. Bilance obsahuje obilí užití na zpracování v mlýnském průmyslu a není z ní dodatečně vyloučena mouka, která byla vyvezena. Z celkové spotřeby je spotřeba pro výživu lidí asi 31 %, absolutně je to kolem 2 milionů tun (potravinářská pšenice 1 - 1,2 mil. tun s tendencí stagnace).^[1]

Tabulka 2: Spotřeba obilovin v ČR na obyvatele v kg za rok

rok	1989	1995	2000	2002	2006	2007	2008	2009
V hodnotě zrna	156,0	160,8	136,3	145,8	136,5	147,6	133,7	144,7
V hodnotě mouky	115,4	115,7	104,7	113,8	106,6	114,9	105,2	113,0

zdroj: ČSÚ

Na vývoj spotřeby potravin má vliv řada faktorů, jmenovitě vývoj peněžních příjmů, spotřebitelských cen, úroveň nabídky a dostupnost výrobků na trhu, účinnost reklamy a propagace a kvalita zdravotní osvěty. Zásadní vliv na spotřebu potravin měl zejména vývoj spotřebitelských cen potravin i průmyslového zboží a služeb ve vztahu

k vývoji příjmů. Z vývoje posledních let je patrná tendence ke snižování vlivu cen na spotřebu potravin.

Nízký růst spotřebitelských cen potravin souvisí s úrovní nabídky a s dostupností výrobků na vnitřním trhu, který prošel řadou zásadních změn. Nejvýznamnější změnou po roce 1989 byl nástup nadnárodních společností, které silně ovlivnily poptávku novou formou nabídky výrobků, ale především tvorbu a vývoj spotřebitelských cen potravin. Výsledkem působení různých faktorů je výrazná změna ve spotřebě potravin, zejména směrem ke zvýšení spotřeby komodit rostlinného původu a snížení spotřeby potravin živočišného původu.^[16]

3.7 Podmínky odbytu

V odvětví obilovin prováděl stát regulaci vnitřního trhu až do roku 2003 pouze u potravinářské pšenice, výjimečně i u žita. Každoročně byly pro nákup vyhlašovány podmínky, tj. množství nakupované pšenice, požadované kvalitativní parametry a její garantovaná cena v Kč za tunu, včetně dalších podmínek. Od sklizně roku 2000 byl trh regulován intervenčními nákupy, které prováděl Státní zemědělský intervenční fond (SZIF) za předem stanovenou intervenční cenu pro předem stanovené, omezené množství. Intervenční nákup pro pšenici obecnou platí i po vstupu do EU.^[1]

V důsledku uvolňování regulačních nástrojů skončilo období relativní cenové stability na obilném trhu. Trvale také roste světová spotřeba obilovin a mění se struktura při trvalém růstu technického využití obilovin. Díky tomu na trh vstupují nové subjekty a trh je bezprostředně ovlivňován vývojem světové ekonomiky i s jejími krizovými momenty.

Obilí bylo, je a nadále zůstane strategickou komoditou, která je na jedné straně zajímavá pro finanční kruhy, ale současně je nástrojem politiků pro udržování sociálního smíru. Tyto dvě stránky ale mohou působit i proti sobě a tak se z roku na rok i přes přebytky produkce zvýšil počet obyvatel planety trpících hladem ze 700 na 900 milionů. Zatímco před rokem došlo ke spekulativním nákupům obilí a tím ke skokovému nárůstu cen, tak letos naopak dochází k pádu cen pod výrobní náklady díky tomu, že se projevuje přehnaná snaha prodat zásoby obilí za každou cenu. Velmi záleží na budoucím rozhodování politiků. Zatím převažovaly tendence pro uvolnění všech regulačních nástrojů, aby nebránily světovému obchodu. Snižují se celní bariéry a přímé státní dotace. Na druhé straně je ale poukazováno na potravinovou bezpečnost a lze předpokládat, že dojde k vytváření rezerv.

Český trh s obilím má sice svá specifika daná především vnitrozemní geografickou polohou, která znevýhodňuje export potřebnými náklady na dopravu, ale i přesto je vliv evropského a světového trhu obilovin na vnitřní bilanci obilovin a jejich ceny velmi významný. Také se u nás nerozvinul sektor technického využití obilovin, a tím se projevuje trvalý přebytek domácí produkce obilovin proti jejich spotřebě.^[17]

Ekonomická stimulace kvality by měla být přiměřená a dlouhodobá. Požadavky kladené na kvalitu by měly být reálné a účelné tak, aby nevedly k deformaci struktury výroby podle užitkových směrů. Rozdíly v cenách by měly respektovat technologickou náročnost daného užitkového směru a vícenáklady spojené s dosažením vyšší kvality tak, aby byly ekonomicky zajímavé. Cenová stimulace kvality by neměla být nástrojem řešení problémů nerovnováhy na trhu, tzn. že není vhodné výrazně měnit cenové relace mezi kvalitativními skupinami a druhy v období převisu nabídky nebo poptávky v rámci vertikály.

Jako příklad normy v oblasti obilovin je uvedena burzovní komoditní uzance pro krmnou a potravinářskou pšenici. Za pšenici potravinářskou se považuje pšenice obecná jarních a ozimých odrůd zařazených ve „Společném katalogu odrůd“ mezi odrůdy s odpovídající pekařskou a pečivářskou jakostí.

Pro ekonomiku odvětví je důležitá i znalost cenového vývoje jednotlivých komodit. Skutečně dosažená realizační cena je ve smlouvě dohodnutá cena zemědělských výrobců (CZV), někdy též nazývána farmářská cena, snížená o srážky a přírážky z titulu kvality a ostatních dodacích podmínek. Bez orientační znalosti uvedených vlivů je těžké posoudit výhodnost realizace konkrétní dodávky. Pro vyčíslení zisku a rentability výroby za odvětví celkem je nutné dále znát i tržnost komodity, neboť zbytek produkce mohl sloužit k vnitřní spotřebě v podniku (meziprodukt) a byl oceněn nejčastěji vlastními náklady.

Tabulka 3: Průměrné roční CZV potravinářské pšenice v Kč/t

rok	1991	1995	2000	2001	2002	2006	2007	2008	2009
CZV (Kč/t)	2393	2780	3475	3878	3362	3150	4578	5106	2889

zdroj: ČSÚ

Vývoj průměrných ročních cen je dlouhodobý trend, který výrazně formuje především úroveň zásob z předcházející sklizně a očekávaná velikost sklizně příští. Pro celou skupinu obilovin byla až do roku 2000 řídicí cenou cena potravinářské pšenice. Na ni byly

zavěšeny ceny ostatních obilovin. Tento stabilní cenový poměr v posledním období opouští především sladovnický ječmen a často i žito, jejichž ceny se chovají dost autonomně.

V hospodářském roce 2007/08 došlo k výraznému zvýšení cen produktů RV obecně a obilí zvlášť. Byl to důsledek jejich širšího mimopotravinařského užití, rostoucí poptávky i pro potravinářské užití na světových trzích a termínových, zpravidla fiktivních obchodů na světových komoditních burzách. Od sklizně roku 2008 ceny výrazně klesly a vrátily se až na úroveň roku 2005, některé i níže.^[1,14] Počátkem roku 2011 je situace na komoditních trzích o poznání lepší než v roce 2010. Je pravděpodobné, že zemědělci budou realizovat i letošní produkci za slušnou cenu. Nižší sklizeň v roce 2010 ve světě i v Evropě způsobil disproporci mezi nabídkou a poptávkou. Rusko kvůli nízké sklizni zakázalo vývoz veškeré pšenice, v Číně panuje silné sucho, podle odborníků nebude Čína soběstačná ve výrobě základních obilovin a bude nucena velké množství dovážet.^[23]

3.8 Charakteristika světového trhu pšenice

V marketingovém roce 2009/2010 bylo ze sklizňové plochy 226,2 mil. ha sklizeno celkem 682,7 mil. tun pšenice při průměrném výnosu 3,0 t/ha. Co do objemu se světová produkce pšenice zařadila na druhé místo po rekordním výsledku v roce předcházejícím. V souvislosti s nadprůměrnou produkcí u uvedených dvou ročníků ceny obilovin na světových trzích významně poklesly.

Celková nabídka pšenice na mezinárodním trhu byla v marketingovém roce 2009/2010 zhruba ve výši 848 mil. t a světová spotřeba dosáhla úrovně 652,6 mil. t. Konečné zásoby pšenice významně vzrostly na 195,4 mil. t.

Celosvětová sklizeň pšenice meziročně klesla o 5,83 %. Z hlavních světových exportérů se největší propad produkce pšenice předpokládá především v Rusku a dále i na Ukrajině, v Kazachstánu, EU a Kanadě. Naopak v USA, Austrálii a v Argentině se odhaduje vyšší sklizeň pšenice než v předchozím roce.

Tabulka 4: Produkce a vývoz pšenice ve vybraných zemích světa v mark. roce 2008/2009

	Produkce (mil.t)	Vývoz (mil.t)
Rusko	63,70	18,40
Ukrajina	25,90	13,04
Čína	112,46	0,72
Indie	78,57	0,00

Země EU	151,12	25,32
Kanada	28,61	18,67
USA	68,02	27,10
Austrálie	21,42	13,45
Argentina	10,10	8,62

zdroj: Situační a výhledová zpráva – obiloviny 12/2010

Podle ministerstva zemědělství USA (USDA) má globální produkce obilovin klesnout, nicméně má pokračovat trend vzestupu světové spotřeby obilovin. Podle zprávy 10/2010 Mezinárodní rady pro obiloviny (IGC) dosáhne světová produkce obilovin v roce 2010/2011 cca 1,370 mld. t, což je o 58 mil. t méně než v předchozím roce.

Největší pokles produkce se objevuje v Rusku vzhledem k vysokým škodám v důsledku velkého sucha a následných požárů. V Rusku se jedná o nejnižší produkci za posledních 40 let. V reakci na tento nepříznivý vývoj zavedlo Rusko od poloviny srpna zákaz vývozu většiny obilovin. Snížení světových zásob obilovin vede od začátku marketingového roku 2010/2011 k nárůstu u většiny druhů obilovin.

Světová spotřeba obilovin odhadovaná radou IGC na celkem 1,78 mld. t zaznamenala v roce 2010/2011 meziroční nárůst o 1,5 %. Poprvé za poslední čtyři roky tak globální spotřeba obilovin převyšuje jejich produkci, v důsledku čehož je očekáván pokles světových zásob obilovin.^[14, 20]

3.9 Zpracování obilí

Obiloviny vyrobené v zemědělství jsou určeny buď pro lidskou výživu, k přímému zkrmování hospodářským zvířatům, nebo k výrobě krmných směsí pro ně nebo k průmyslovému zpracování na mimopotravinařské účely. Před vlastním zpracováním musí projít posklizňovou úpravou, aby bylo možné je dlouhodobě skladovat. Posklizňová úprava spočívá v usušení na skladovací vlhkost a čištění. Nešetné posklizňové ošetření je nejslabším článkem při zajištění kvalitního potravinářského obilí a osiv. Obilí upravené na standardní kvalitu je možné dlouhodobě skladovat v silech i v halových skladech.^[1]

Mlýnský a pekárenský průmysl

V důsledku minulých prognóz, předpokládajících snížení spotřeby mouky a výrobků z nich byly značně omezovány zdroje pro rozvoj odvětví. Výrobní kapacity byly opotřebované a potřebovaly technologickou rekonstrukci. Proti prognóze spotřeba cereálií spíše stagnuje a nové technologie, především pekařské jsou pracovně náročnější. Po roce

1989 byla v restituovaných provozech vybudována řada nových zařízení mlýnských i pekárenských. Jejich současná kapacita již přesahuje potřeby trhu a dochází k neekonomicky nízkému využití. Řada zpracovatelských kapacit se v silné konkurenci není schopna udržet. Kromě toho probíhá rychle vertikální kapitálové propojení mezi mlýny a pekárny, kde integrátorem těchto procesů je zpravidla obchodní řetězec. Důvodem integrace jsou vysoké náklady na nové technologie a snaha o jejich lepší využití. Stále dochází (obdobně i v rámci EU) k tzv. vyčišťování trhu cestou cenových válek s cílem zvýšit podíl na trhu. Výsledkem je velmi nízký objem zisku, který obor vytváří. Do oboru vstoupil po vstupu ČR do EU zahraniční kapitál.^[1]

Důležitým signálem pro prvovýrobu je fakt, že kontinuální technologie, používané v pekárenství se hůře přizpůsobují rozdílům v kvalitě suroviny a pro zabezpečení standardní a kvalitní výroby vyžadují ve stále větší míře surovinu přiměřeně kvalitní, ale hlavně vysoce standardizovanou.

Koncentraci mlýnského průmyslu ČR lze ve vztahu k podmínkám v EU považovat za střední až vyšší. Pekárenská výroba si stále udržuje tradiční výrobky, ale vedle toho se rozšiřuje sortiment uplatňováním etnických specifíků z jiných oblastí světa. Rozhodující část výrobků (přes 70 %) se v ČR vyrábí v průmyslových pekárnách, doplňkový sortiment, regionální a krajové speciality a výrobky náročné na ruční práci jsou doménou malokapacitních pekáren a cukráren. Koncentrace pekárenského průmyslu je v ČR nad průměrnou úroveň EU.

Obor patří mezi vertikály s jedním z největších nárůstů spotřebitelských cen. Část jeho výrobků byla do roku 1989 zatížena zápornou daní z obrátu. I v letech po dokončení liberalizace má ale cena jednu z nejvyšších dynamik.^[1,17]

Tabulka 5: Cenové poměry ve vertikále (indexy k r. 1989 = 100 %)

	1991	1995	2000	2005	2008
Pšenice potravinářská CZV	108	119	149	118	228
Pšeničná mouka hl. pekařská OC	125	320	350	355	459
Cléb konzumní SpC	129	211	272	288	440
Bílé pečivo běžné SpC	243	345	425	560	780

zdroj: [Peterová, str. 55]

Růst cen obilí v roce 2010 patrně více ovlivní ceny masa než ceny pečiva. Podle zemědělců ovlivňuje cena obilí konečnou cenu pečiva pouze z asi 15 %. Pečivo je navíc

jedním z nejčastěji využívaných druhů zboží k nalákání zákazníků do řetězců. Růst cen obilí krmného má být trvalejšího rázu než růst cen potravinářského obilí. Zvýšení cen nejvíce ovlivnil očekávaný pokles produkce v Rusku z důvodů rekordního sucha a rozsáhlých požárů.^[22]

Podle údajů z roku 2009 rostl již několik let dovoz pekárenského zboží do ČR. Dovozy neslazeného pečiva stoupaly rychleji než dovozy chleba, v roce 2007 dosáhla hodnota dovozů v této kategorii 741 mil. Kč. Naopak vývozy tuzemského pekárenského zboží stagnovaly nebo se snižovaly a v jednotlivých kategoriích se pohybovaly v řádech desítek milionů korun. Podíl dovážených pekárenských výrobků tvořil více než 10 % z celkových ročních tržeb. Dalších 10 a více procent tvořilo zboží vyráběné z dovážených surovin přímo v maloobchodních řetězcích.^[21]

3.10 Fungování zemědělsko-potravinářského trhu

Zemědělsko-potravinářský trh není sám o sobě stejně účinným nástrojem efektivní alokace kapitálu a produkce, jak dosavadní historie prokázala v případě nezemědělských výrobků a služeb.

Utváření relativně stabilní tržní rovnováhy výlučným působením pouze nabídkově-poptávkových vztahů je pak méně obvyklé než u ostatních výrobků, jejichž produkce a spotřeba pružně reaguje na tržní signály. Fungování zemědělsko-potravinářského trhu je modifikováno následujícími faktory:

- časové zpoždění a u většiny výrobků nízká nabídková pružnost, nízká cenová a nízká důchodová poptávková pružnost
- v čase víceméně stabilní poptávka po potravinách, zatímco nabídka zemědělské produkce se vyznačuje cykličností, periodicitou a sezónností
- omezená a nákladově náročná skladovatelnost většiny zemědělských a potravinářských výrobků
- klimatické podmínky mohou modifikovat působení tržních signálů – stimulační funkce ceny na zvýšení nabídky může být podpořena, omezena či dokonce negována průběhem počasí; při nízkých cenách na druhé straně příznivé počasí může zachovat převahu nabídky nad poptávkou po delší období, než odpovídá požadavkům utváření tržní rovnováhy

- pouze dílčí odpovědnost zemědělských producentů za výrobu nekontaminovaných potravin odpovídajících kvalitativním požadavkům na zdravou výživu; nicméně trh nárokuje stále kvalitnější potravinářské výrobky
- nedostatečná nákladová pružnost zemědělských podniků vyplývající z jejich všeobecně nepříznivé ekonomické situace a závislosti na cenové úrovni, kvalitě a časové disponibilitě průmyslových vstupů, jejichž nákladovost se zvýšila přibližně desetkrát rychleji, než se zvyšují ceny zemědělských výrobků.

Zemědělsko-potravinářský trh je charakterizován různou časovou odezvou výrobců a zpracovatelů-spotřebitelů zemědělské produkce na tržní signály. Poptávka po potravinách a zemědělských surovinách v určitém období je závislá na cenách platných v tomto období:

$$D_t = f(P_t) = D(P_t), \quad (3.1)$$

kde D_t ..poptávka v období t

P_t ..cena v období t

$D(P_t)$..funkce rovněž vyjadřující, že poptávka D_t v čase t je funkcí ceny v čase t . [2]

V případě použití ročních údajů při vyjádření velké části spotřebních výdajů nelze předpokládat podstatný vliv minulého roku. Vliv minulých období bude mít význam jednak u spotřebních předmětů tzv. dlouhodobé spotřeby, jednak v případě cenových změn, které mají charakter podstatnějších úprav vyrovnávajících úroveň nabídky a poptávky.^[2]

V dynamických modelech se předpokládá, že dochází plynule ke změnám cen, nabídky a poptávky. Ze zkoumání dynamických modelů vyplývá, že činiteli změn ve spotřebě mohou být nejen ukazatele současných období, ale i období předešlých. Tento poznatek je možno uplatnit jednak při tvorbě modelů, které vyjadřují úroveň cen jako funkci určité výchozí úrovně a času, jednak tím, že cenu minulého období lze považovat za další činitel (vedle cen současného období). Tento způsob dynamizace lze použít nejen pro sledování posunutých vlivů cen, ale posunutých vlivů jakýchkoli jiných činitelů. Dalším poznatkem zkoumání dynamických modelů je to, že po změně ceny dojde v čase k výkyvu, který po určité době vymizí a cena se ustálí. Je-li v modelu již velký počet zkoumaných proměnných, pak je vhodné zavést do regresních rovnic jako další proměnnou čas. Umožňuje vystihnout působení tzv. časového činitele, skutečnost, že řada jevů v čase roste (klesá) v důsledku souboru příčin, které se nepodařilo zcela oddělit a zjistit.^[7]

Na potravinářském trhu reaguje spotřebitel na ceny neprodleně. Pokud abstrahujeme od zásob, nabídka zemědělských výrobků na druhé straně v krátkodobém pojetí je zcela nepružná. Nejkratší doba odezvy na změnu v ceně je délkou výrobního cyklu.

$$S_t = f(P_{t-1}) = S(P_{t-1}), \quad (3.2)$$

kde S_t ..nabídka v období t

P_{t-1} ..cena v období $t-1$

$S(P_{t-1})$.. nabídka S_t je funkcí ceny z předcházejícího období

Rozhodování výrobců vychází z předpokladu, že ceny, které jsou platné v současném období, budou na stejné úrovni i v příštím období. Bez kvalifikovaných prognóz je však tento předpoklad nedoložený a nabízená produkce v období $t+1$ může přijít na trh za zcela jiných podmínek, než platily pro tržní situaci v období t . V případě víceletého výrobního cyklu – nabídka v období t je odezvou na ceny, které platily před dvěma či více léty. Požadavky trhu se pak tím více mohou lišit od toho, co budou nabízet výrobci.^[2]

V průběhu několika let se pak často vyskytují cyklické změny cen. Jeden rok jsou vysoké a další rok budou nízké. Tyto cykly vznikají z důvodů časové mezery mezi rozhodnutím o změně produkce a období, kdy výsledek tohoto rozhodnutí může být empiricky prokázán na trhu. U jednoletých plodin je časové zpoždění obecně jeden rok.

V míře, v jaké očekávání budoucí úrovně cen je funkcí – závisí na cenách v minulosti a přizpůsobení výrobního procesu, se uskutečňuje na základě těchto cenových očekávání, takové bude zpoždění ve zpětné reakci výrobků na cenové informace, které jsou podkladem pro rozhodování výrobců o jejich příští produkci. To se může projevit v cyklickém chování cen. Např. v jednom roce nabízené množství brambor je nízké a cena vysoká. Vyšší cena povzbudí výrobce zvýšit produkci, která se však realizuje až příští rok. Když se v příštím roce zvýší nabídka, ceny se snižují a mnoho výrobců zjistí, že ceny, podle nichž zvýšili produkci, nebyly dosaženy. Tato pesimistická a optimistická cenová očekávání a doprovodné změny v produkci se projeví v cyklických změnách cen, které vypadají jako pavučina znázorněná v nabídkově poptávkovém grafu. V analýze zemědělsko-potravinářského trhu se pak uplatňuje pojem „pavučinový teorém“.^[2,7]

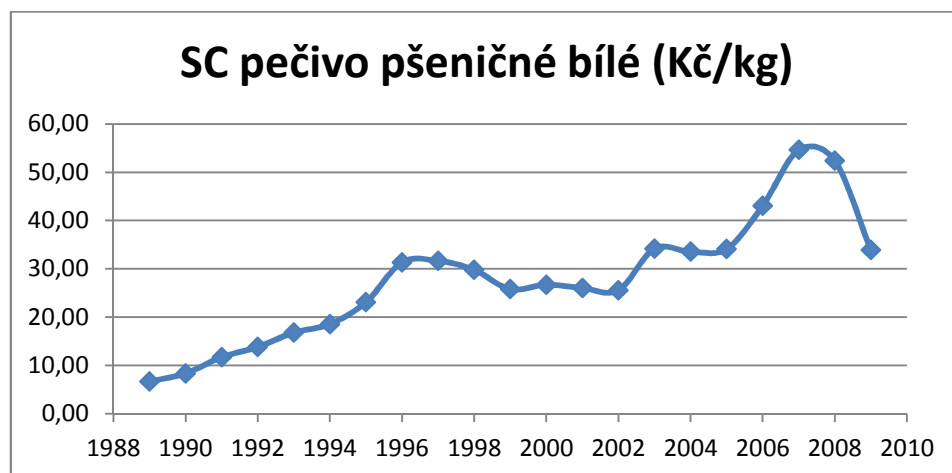
4 Výsledky

4.1 Komoditní vertikála s pečivem v České republice

Před samotným sestavením ekonometrických modelů komoditní vertikály je vypracována stručná ex-post analýza vybraných ukazatelů. Níže je uveden přehled trendů minulého vývoje zvolených ukazatelů.

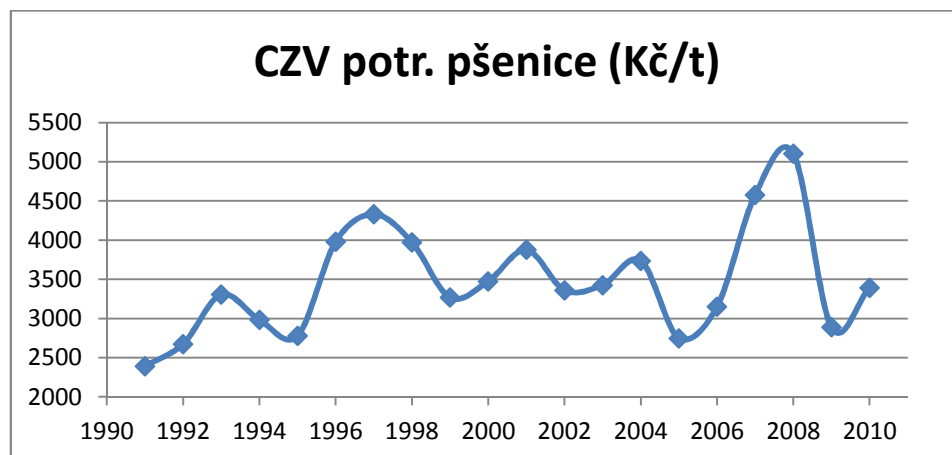
Po roce 1989 došlo zejména v prvních letech k vysokým cenovým nárůstům, a to zejména u spotřebního zboží. Spotřebitelské ceny pečiva tedy rostly každoročně až do roku 1997, další výraznější zvýšení přišlo až ke konci roku 2007. Tento výrazný nárůst souvisel s výrazným růstem cen zemědělských výrobců u potravinářské pšenice, které dosáhly v roce 2008 rekordních hodnot přes 6000 Kč/t. Grafy cenových vývoje se nacházejí na obrázcích 4 a 5.

Obrázek 4: Vývoj spotřebitelských cen pečiva



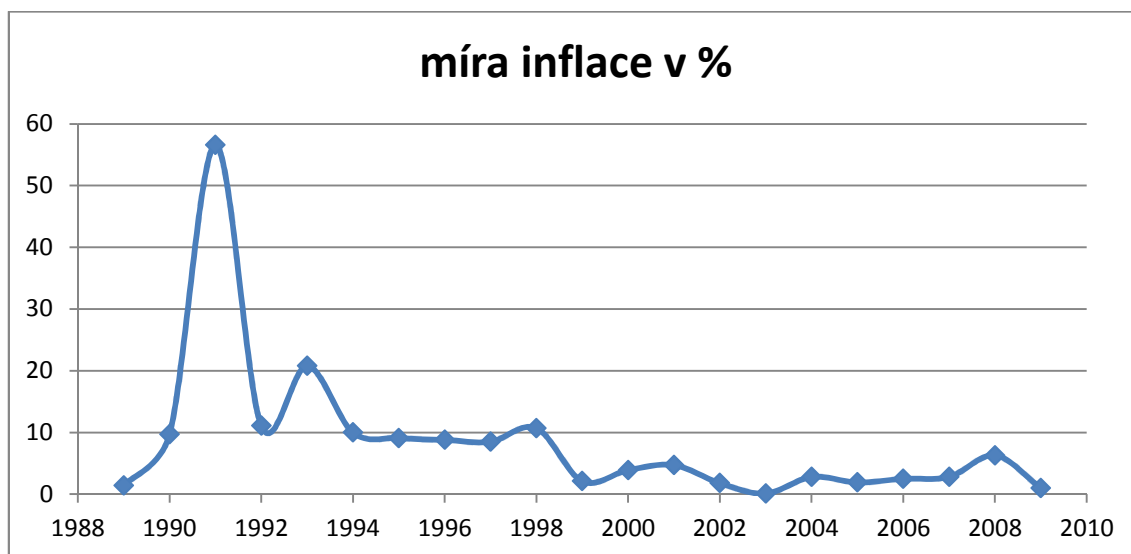
zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 5: Vývoj CZV potravinářské pšenice



zdroj: vlastní zpracování

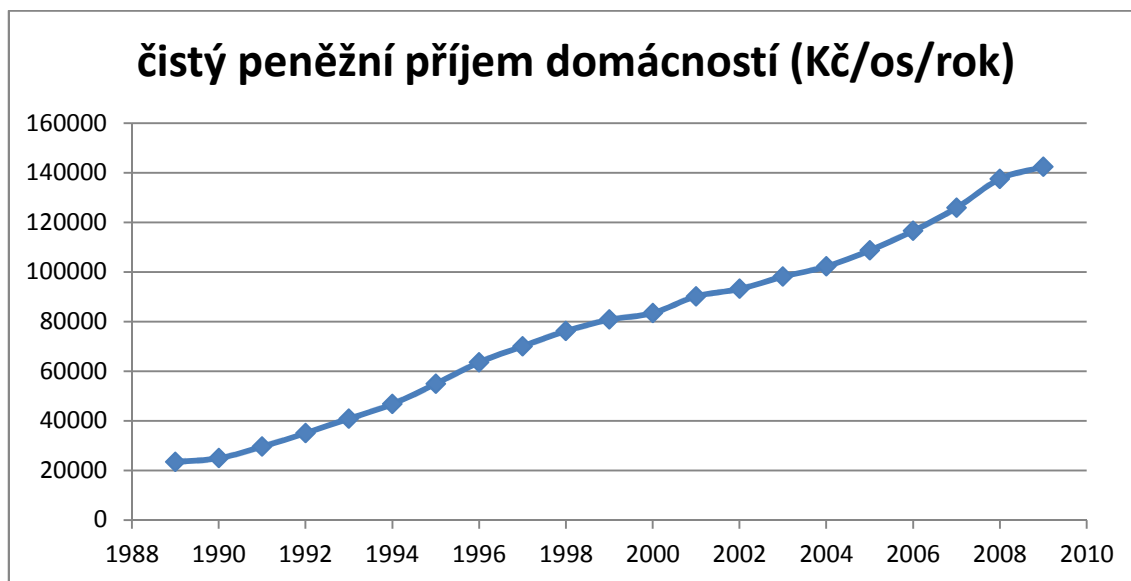
Obrázek 6: Vývoj míry inflace v ČR



zdroj: vlastní zpracování

Příjem domácností se v tomto období zvyšoval nepřetržitě a jeho meziroční nárůst je vhodné srovnat s meziroční inflací. Největší inflace byla zaznamenána v roce 1991, a to celých 56,6 %; v tomtéž roce došlo i v příjmu k nejvyššímu nárůstu, nárůst dosáhl hodnoty 18,6 %, což je o dost méně, než nárůst cenové hladiny. V dalších letech se však míra inflace postupně snížila pod úroveň meziroční míry růstu příjmu. Vývoj míry inflace a peněžního příjmu je zobrazen na obrázcích 6 a 7.

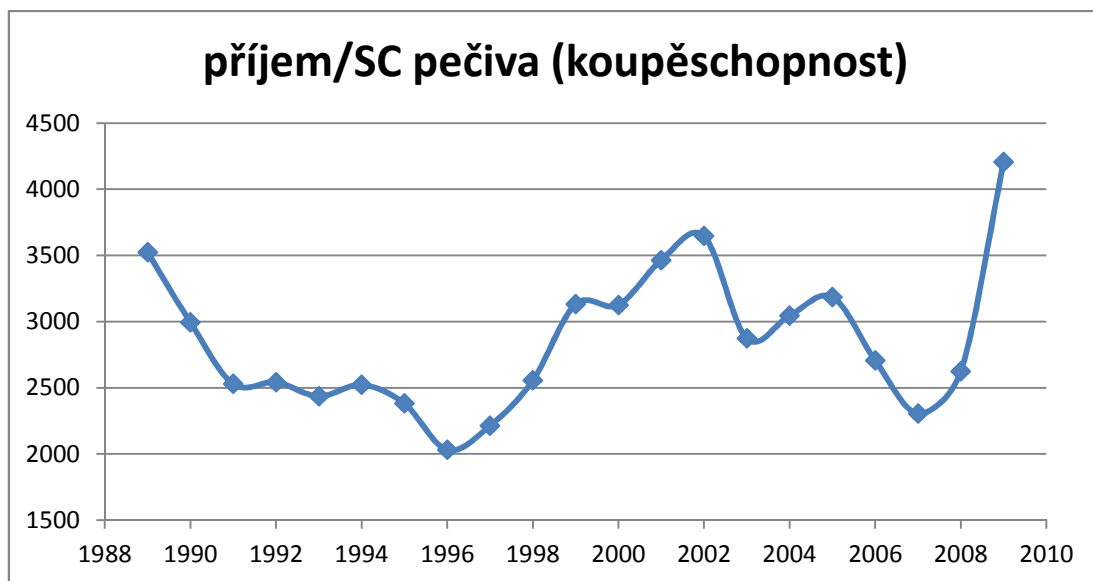
Obrázek 7: Vývoj peněžního příjmu domácností



zdroj: vlastní zpracování

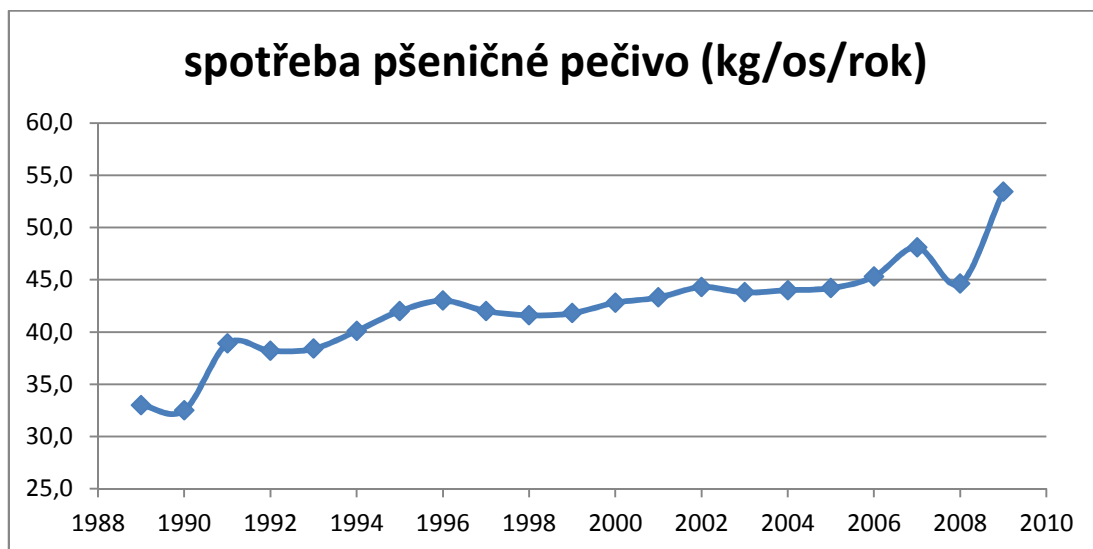
Disponibilní příjem je rovněž možné srovnat konkrétně s cenami pečiva a vytvořit jakousi míru koupěschopnosti pečiva. Podíl příjmu a spotřebitelských cen pečiva v jednotlivých letech je kolísavý, nejvyšší hodnoty dosáhl v roce 2009. Graf vývoje koupěschopnosti je na obrázku 8. Tato koupěschopnost by zdánlivě měla mít velký vliv na spotřebu pečiva, nicméně spotřeba pšeničného pečiva vykazuje v celém období stabilní růst. Je tedy možné, že na spotřebu tohoto statku má větší vliv spíše disponibilní příjem, než samotná cena. Graf vývoje spotřeby pečiva je na obrázku 9.

Obrázek 8: Vývoj koupěschopnosti pečiva



zdroj: vlastní zpracování

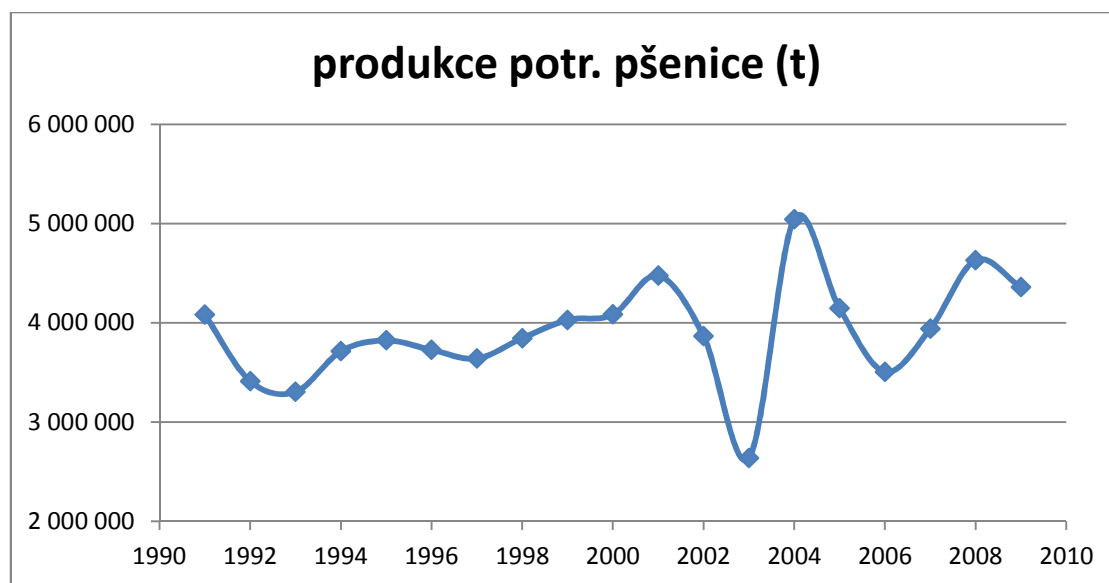
Obrázek 9: Vývoj spotřeby pečiva v ČR



zdroj: vlastní zpracování

Produkce pšenice se po roce 1991 v průměru pohybuje kolem 4 mil. tun za rok. Nejnižší produkce nastala v roce 2003, naopak nejvyšší hned v roce následujícím, viz obrázek 10. Je pravděpodobné, že tento skok v produkci proběhl z důvodu dorovnání chybějících zásob pšenice z minulého období. Velký vliv na produkci má samozřejmě plocha sklizně, avšak ta nebyla v roce 2004 nejvyšší, došlo tedy v daném roce k suverénně nejvyššímu výnosu pšenice za celé sledované období. Vývoj výnosu je zobrazen na obrázku 11.

Obrázek 10: Vývoj produkce potravinářské pšenice



zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 11: Vývoj výnosu potravinářské pšenice



zdroj: vlastní zpracování

4.2 Model produkce potravinářské pšenice

Nejvhodnější model produkce byl vybrán pouze jeden, ve kterém vystupují dvě nezávisle proměnné, jejichž odhadnuté parametry vyšly statisticky významné a současně ostatní charakteristiky modelu vykazují dobré výsledky. Do modelu je zařazena umělá proměnná, která nabývá hodnot 1 v letech 1993, 2003 a 2006, kdy došlo k výrazné skokové podprodukcí, v ostatních letech nabývá hodnot 0. Odhad parametrů je proveden běžnou metodou nejmenších čtverců. Zdrojová data modelu jsou uvedena v příloze 1.

Model produkce v závislosti na spotřebitelské ceně pečiva předchozího období a se zařazením umělé proměnné – pozorování 1992 - 2009 (T = 18)

Ekonomický model:

$$y = f(x_2, x_3)$$

Ekonometrický model:

$$y_t = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t-1} + u_t$$

Specifikace proměnných:

endogenní: y_tprodukce potravinářské pšenice (mil. tun za rok)

exogenní: x_1konstanta

x_{2t}umělá (dummy) proměnná

x_{3t-1}spotřebitelská cena pečiva (Kč za kg) v předchozím období

Korelační matice:

x_{3t-1}	x_{2t}	y_t	
1,0000	-0,2001	0,5418	x_{3t-1}
	1,0000	-0,6402	x_{2t}
		1,0000	y_t

Dílčí korelační koeficient mezi vysvětlujícími proměnnými je -0,2, což vylučuje přítomnost vysoké multikolinearity. Odhad modelu by tedy neměl být zkreslený multikolinearitou.

Model: OLS, za použití pozorování 1992 - 2009 ($T = 18$)

Závisle proměnná: y

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	významnost
x_1	3,43981	0,258002	13,3325	<0,00001	V ***
x_2	-0,777526	0,239488	-3,2466	0,00542	V ***
x_3	0,0198959	0,00782617	2,5422	0,02254	V **

Odhad parametrů:

$$\gamma_1 = 3,43981; \gamma_2 = -0,777526; \gamma_3 = 0,0198959$$

Odhadnutá rovnice:

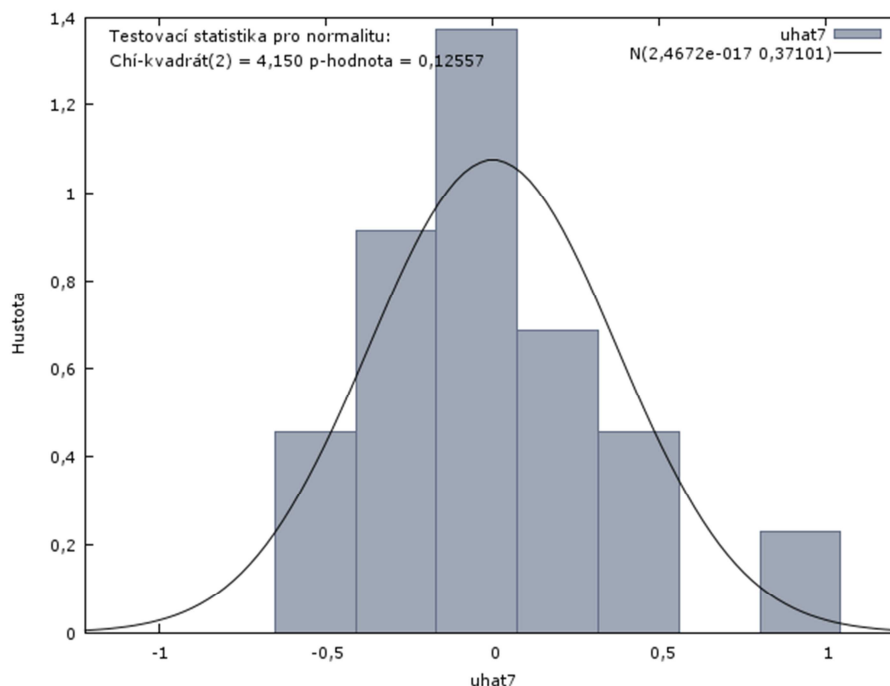
$$y_t = 3,43981 - 0,777526x_2 + 0,0198959x_3$$

Střední hodnota závisle proměnné	3,898934	Sm. odchylka závisle proměnné	0,541043
Součet čtverců reziduí	2,064679	Sm. chyba regrese	0,371006
Koeficient determinace	0,585103	Adjustovaný koef. determinace	0,529784
F(2, 15)	10,57678	P-hodnota(F)	0,001363
Normalita p-hodnota	0,125572	Durbin-Watsonova statistika	2,390870
Breusch-Pagan p-hodnota	0,89754	White test – p-hodnota	0,68191
Autokorelace 1.řádu p-hodnota	0,412273	Autokorelace 2.řádu p-hodnota	0,646136

Verifikace:

Parametry γ_1 a γ_2 jsou průkazné na hladině významnosti 0,01, parametr γ_3 je průkazný na hladině významnosti 0,05. Na základě F-testu je celková shoda modelu s daty statisticky významná na hladině významnosti 0,01. Test normality prokázal na hladině významnosti 0,05, že rezidua mají normální rozdělení. Grafické znázornění rozdělení reziduí je uvedeno na obrázku 12. Dle Whiteova a Breusch-Paganova testu nebyla prokázána heteroskedasticita náhodné složky a dle testů autokorelace je vyloučena autokorelace 1. i 2. řádu. Testy heteroskedasticity a autokorelace jsou vyhodnoceny na hladině významnosti 0,05.

Obrázek 12: Rozdělení reziduí v modelu produkce



Interpretace modelu:

Parametr γ_2 udává, o kolik jednotek se změní hodnota produkce, pokud umělá proměnná nabyde hodnoty 1, tedy pokud dojde k výraznému negativnímu produkčnímu šoku. Lze tedy konstatovat, že dojde-li k podprodukčnímu šoku, pak se v průměru celková produkce sníží o 777526 tun. Tato hodnota je jakýsi průměrný podprodukční faktor založený na vstupních datech modelu. Parametr γ_3 značí, o kolik jednotek se změní celková produkce pšenice při jednotkové změně spotřebitelské ceny pečiva v předchozím období. Vzroste-li tedy cena pečiva v běžném roce o 1 Kč/kg, pak vzroste produkce pšenice v následujícím roce o 19895,9 tun.

Pro vyjádření průměrné procentické změny na základě koeficientu pružnosti dle vzorce (2.1) vychází hodnota 0,156295. Vzroste-li cena pečiva v běžném roce o 1 %, pak v následujícím roce vzroste produkce pšenice v průměru o 0,156295 %. Výpočet koeficientu pružnosti pro umělou proměnnou nemá smysl, jelikož se jedná o kvalitativní proměnnou. Dílčí koeficienty pružnosti jsou uvedeny v příloze 2.

	y_t	x_{3t-1}		
průměr	3,898934	30,82111	s_y	0,525799
koeficient pružnosti		0,156295	N	0,726192

Prognostické vlastnosti modelu:

Vliv spotřebitelské ceny pečiva na produkci potravinářské pšenice v následujícím období je zcela jednoznačně interpretovatelný, avšak interpretace umělé proměnné je problematičtější. Parametr u této proměnné pouze vyjadřuje střední hodnotu očekávaného poklesu produkce při existenci produkčního šoku. Tento efekt je však neobjektivní, proměnná nabývá pouze binárních hodnot a v praxi záleží vždy na subjektivním posouzení, jaká míra poklesu produkce již vyjadřuje podprodukční šok.

Vysoká multikolinearita se v modelu nevyskytuje, dílčí korelační koeficient mezi vysvětlujícími proměnnými má hodnotu pouze -0,2. Korigovaný koeficient determinace je roven 0,53, což značí středně silnou závislost vysvětlované proměnné na zvolených regresorech. Tento koeficient je statisticky významný a významné jsou i všechny odhadnuté strukturální parametry modelu. Dle Durbin-Watsonova i LM testů autokorelace je vyloučena statisticky významná závislost reziduí na reziduích z předchozích období.

Normovaná odchylka za celý model vyjádřená vztahem (2.11) udává hodnotu 0,726192. Hodnota je menší než 1, což znamená, že model má lepší prognostické vlastnosti, než kdyby byly teoretické hodnoty \hat{y} nahrazeny průměrem \bar{y} .

Shrnutí:

Vzhledem k těžko modelovatelnému průběhu produkce, který vykazoval výrazné výkyvy bez kvantifikovaných příčin, byla do modelu zahrnuta umělá proměnná. Za pomoci umělé proměnné byly vyrovnány výrazné propady v produkci a mohl být lépe vystihnout trend ve vývoji. Jako významná vysvětlující proměnná byla zjištěna spotřebitelská cena pečiva v předchozím období (roce). Ač tato proměnná nemusí mít rozhodující vliv na výši produkce potravinářské pšenice, tak lze dle ekonomických předpokladů souhlasit s tím, že zvýšení ceny finálního produktu vede v dalším období k růstu produkce, tedy i poptávky po surovinách, ze kterých je produkt vyráběn.

Statistická i ekonometrická verifikace prokázaly velmi dobré vlastnosti modelu. Odhadnuté parametry jsou tak podle všech ukazatelů nejlepší, konzistentní a nestranné. Prognostické vlastnosti modelu také nejsou špatné. Problémem může být horší interpretovatelnost parametru u umělé proměnné, zejména posouzení, ve kterém případě už může tato proměnná nabývat hodnoty 1. Normovaná odchylka modelu, ač je nižší než 1, překračuje hodnotu 0,7.

4.3 Model spotřeby pečiva v ČR

Z testovaných modelů spotřeby byly vybrány jako nejvhodnější tyto modely:
1. Tornquistova funkce, lineární model spotřeby v závislosti na spotřebě v předchozím období a koupěschopnosti pečiva.

4.3.1 Model spotřeby - 1. Tornquistova funkce

Parametry 1. Tornquistovy funkce jsou odhadnuty z původního tvaru funkce nelineárním odhadem, jak je uvedeno v metodice v kapitole 2.6. Zdrojová data jsou roční časové řady, viz příloha 1.

Model spotřeby v závislosti na příjmu za použití pozorování 1989 - 2009 (T = 21)

Ekonomický model

$$y = f(x)$$

Ekonometrický model

$$y_t = \frac{\gamma_1 * x_t}{\gamma_2 + x_t} + u_t$$

Specifikace proměnných:

endogenní: y_tspotřeba pečiva (kg na obyvatele na rok)

exogenní: x_tčistý peněžní příjem na osobu za rok (tis. Kč)

Model: za použití pozorování 1989 - 2009 (T=21)

Závisle proměnná: y

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>významnost</i>
γ_1	50,44086	1,283931	39,28629	0,000000	V ***
γ_2	12,23595	1,877594	6,51682	0,000003	V ***

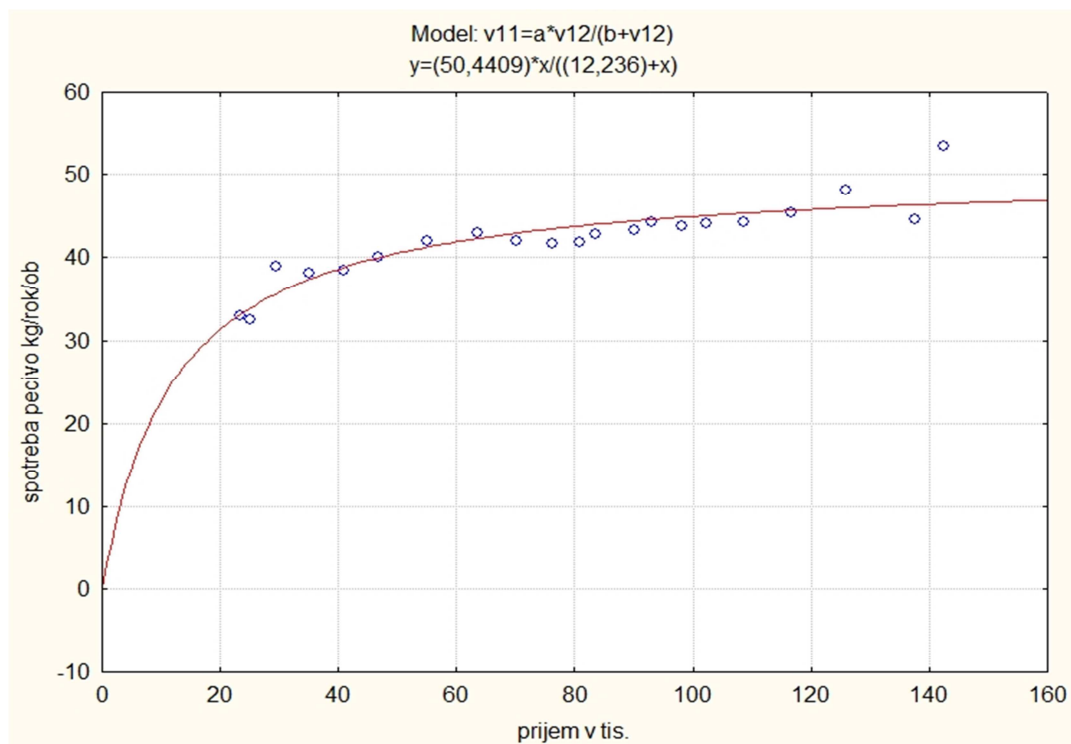
Odhad parametrů:

$$\gamma_1 = 50,44086 ; \gamma_2 = 12,23595$$

Odhadnutá rovnice:

$$y_t = \frac{50,44086 * x_t}{12,23595 + x_t}$$

Obrázek 13: Model spotřeby pečiva - 1.TQ funkce



Verifikace:

Oba parametry jsou na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ statisticky významné. Index determinace $R^2 = 0,796948$ značí silnou těsnost závislosti.

Interpretace modelu:

Koeficient γ_1 udává hladinu nasycenosti ve spotřebě. Při neomezeném růstu příjmu se tedy spotřeba pečiva přibližuje k hodnotě 50,44 kg/os/rok. V posledním sledovaném období, tedy v roce 2009, dosáhla hodnota spotřeby 53,4 kg/os, což dokonce převyšuje teoretickou míru nasycenosti. Tento vysoký nárůst ve spotřebě oproti předchozím obdobím může být způsoben změnou spotřebitelských preferencí či jinými neobvyklými příčinami.

Pro stanovení relativní změny spotřeby v závislosti na příjmu slouží koeficient pružnosti vyjádřený vztahem (2.13). Zvětší-li se peněžní příjem o 1 %, pak se spotřeba pečiva v průměru zvětší o 0,13515 %. Koeficienty pružnosti pro jednotlivá období jsou uvedeny v příloze 2.

	y_t	x_t		
průměr	42,15905	78,29995	s_y	4,459445
koeficient pružnosti		0,13515	N	0,450613

Prognostické vlastnosti modelu:

Jednoznačně ekonomicky interpretovatelný je parametr γ_1 , který vyjadřuje supremum ve spotřebě při neomezeně rostoucím příjmu spotřebitele. Druhý parametr však nemá jednoznačnou ekonomickou interpretaci, pouze charakterizuje průběh Tornquistovy funkce. Škodlivá multikolinearita v tomto modelu nemůže nastat, jelikož se zde vyskytuje pouze jedna vysvětlující proměnná. Index determinace s hodnotou téměř 0,8 značí silnou závislost. Změny v příjmu ovlivňují změny ve spotřebě pečiva téměř z 80%. Oba odhadnuté parametry jsou statisticky významné, a to na hladině významnosti 0,01. Hodnota Durbin-Watsonova testu je rovna 1,561727, pro $T=21$ a $k=2$ jsou tabulkové hodnoty $dL=1,2215$ a $dU=1,41997$. Dle rozhodujících kritérií uvedených kapitole 2.5 je vyloučena pozitivní i negativní autokorelace reziduí.

Vyčíslená normovaná odchylka modelu dle vztahu (2.11) je rovna 0,450613. Tato hodnota značí, že model je vhodnější pro prognózu, než při nahrazení jeho teoretických hodnot průměrem. Normované odchylky pro jednotlivá období jsou uvedeny v příloze 2.

Shrnutí modelu:

Model spotřeby vycházející z 1. Tornquistovy funkce je vhodný k modelování nezbytných statků zejména pro počáteční strmý vzrůst, který značí výraznou spotřebu i při nízkých hodnotách příjmu, a dále proto, že model vyjadřuje hladinu nasycenosti. Při neomezeně vysokém příjmu tak neexistuje neomezené spotřeby těchto statků, což odpovídá ekonomické teorii. Spotřeba (zejména konzumace) není neomezená a také preference ve spotřebě se s rostoucím příjmem mění obvykle v neprospěch nezbytných statků.

Verifikace modelu prokázala dobré vlastnosti modelu i z hlediska prognózovací schopnosti. Parametry jsou statisticky významné, není přítomna autokorelace reziduí a normovaná odchylka modelu má přijatelnou hodnotu pro prognózování. Změny ve spotřebě jsou na základě tohoto modelu vysvětleny změnami v příjmu z více než tří čtvrtin.

4.3.2 Spotřeba – lineární regresní model

Prostý jednorovnicový lineární model spotřeby vychází z ročních údajů časových řad uvedených v příloze 1. Odhad parametrů je proveden běžnou metodou nejmenších čtverců popsanou v metodice v kapitole 2.4.1.

Spotřeba pečiva v závislosti na koupěschopnosti a spotřebě pečiva v předchozím období (1992 - 2009, $T = 18$)

Ekonomický model

$$y = f(x_4, x_5)$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 x_1 + \gamma_4 y_{t-1} + \gamma_5 x_{5t} + u_t$$

Specifikace proměnných:

endogenní: y_tspotřeba pečiva (kg na obyvatele na rok)

exogenní: x_1konstanta

y_{t-1}spotřeba pečiva v předchozím období (kg / ob / rok)

x_{5t}koupěschopnost (roční příjem v tis. Kč / SC pečiva v Kč za kg)

Korelační matice:

x_{5t}	y_{t-1}	y_t	
1,0000	0,2748	0,5609	x_{5t}
	1,0000	0,7167	y_{t-1}
		1,0000	y_t

Tučně je zvýrazněna hodnota týkající se vzájemné korelace mezi vysvětlujícími proměnnými, u které je akceptovatelná hodnota do 0,8.

Model: OLS, za použití pozorování 1992 - 2009 ($T = 18$)

Závisle proměnná: y

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	významnost
x_1	1,38556	8,83125	0,1569	0,87742	N
y_{t-1}	0,827985	0,215248	3,8467	0,00158	V ***
x_5	2,3811	0,985111	2,4171	0,02884	V **

Odhad parametrů:

$$\gamma_1 = 1,38556; \gamma_4 = 0,827985; \gamma_5 = 2,3811$$

Odhadnutá rovnice:

$$y_t = 1,38556 + 0,827985y_{t-1} + 2,3811x_{5t}$$

Verifikace modelu:

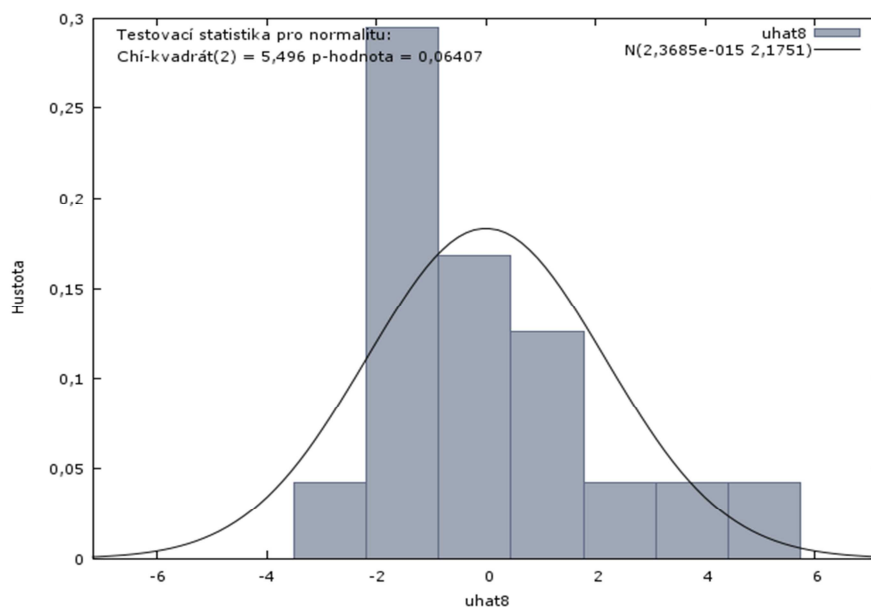
Střední hodnota závisle proměnné	43,38556	Sm. odchylka závisle proměnné	3,453345
Součet čtverců reziduí	70,96467	Sm. chyba regrese	2,175081
Koeficient determinace	0,649963	Adjustovaný koef. determinace	0,603292
F(2, 15)	13,92634	P-hodnota(F)	0,000381
Normalita p-hodnota	0,0640689	Durbin-Watsonova statistika	1,834392
Breusch-Pagan p-hodnota	0,0379532	White test – p-hodnota	0,0116285
Autokorelace 1.řádu p-hodnota	0,359851	Autokorelace 2.řádu p-hodnota	0,130638

Verifikace:

Parametry γ_4 a γ_5 jsou statisticky významné na hladině významnosti 0,05. Konstanta není statisticky významná ani na hladině významnosti 0,1. Korigovaný koeficient determinace udává, že změny ve spotřebě jsou vysvětleny změnami zvolených exogenních proměnných z 60,329 %. Dle F testu je tato shoda modelu s daty statisticky významná a lze ji zobecnit na základní soubor.

Na hladině významnosti 0,05 nelze zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení náhodné složky. Dle Breusch-Paganova a Whiteova testu heteroskedasticity je na hladině významnosti 0,05 zamítnuta nulová hypotéza o homoskedasticitě. V modelu je tedy přítomna heteroskedasticita. Dle p-hodnoty je však zřejmé, že na hladině významnosti 0,01 už nulovou hypotézu zamítnout nelze. Na základě testů autokorelace 1. a 2. řádu nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace a s 95% pravděpodobností lze tvrdit, že po sobě následující rezidua na sobě nejsou navzájem závislá.

Obrázek 14: Rozdělení reziduí – Model spotřeby pečiva



Interpretace modelu:

Velikost konstanta udává, že v případě nulové spotřeby minulého období a nulové koupěschopnosti pečiva (tedy nulového příjmu) je spotřeba pečiva na úrovni 1,39 kg/ob/rok. Tato počáteční úroveň spotřeby je zdůvodnitelná vzhledem k tomu, že pečivo je jeden ze základních nezbytných statků. Pokud se zvýší spotřeba o 1 kg/ob/rok, pak se v příštím období zvýší spotřeba o 0,827985 kg/ob/rok. Přímá závislost spotřeby na spotřebě v minulém období je zcela logická. Zvýší-li se koupěschopnost pečiva o 1 jednotku (tedy podíl čistého příjmu obyvatel v tis. Kč za rok a spotřebitelské ceny pečiva za kg), pak se zvýší spotřeba pečiva v tomtéž období o 2,3811 kg/ob/rok.

Pro lepší srovnání, která vysvětlující proměnná má větší vliv na spotřebu, je vhodné uvést průměrné koeficienty pružností, které vyjadřují vliv v procentech nikoliv v absolutních jednotkách. Zvýší-li se spotřeba v minulém období o 1 %, pak se zvýší spotřeba v běžném období o 0,81259 %. Zvýší-li se koupěschopnost pečiva o 1 %, pak se zvýší spotřeba pečiva o 0,155474 %. Koeficienty pružnosti pro jednotlivé roky časové řady jsou uvedeny v tabulce v příloze 2.

	y_t	y_{t-1}	x_{5t}		
průměr	43,38555	42,57889	2,83286	S_y	3,356048
koeficient pružnosti		0,81259	0,155374	N	0,591639

Prognostické vlastnosti modelu:

Všechny odhadnuté parametry jsou dobře ekonomicky interpretovatelné a odpovídají ekonomickým předpokladům. Mezi vysvětlujícími proměnnými není přítomna vysoká multikolinearita. Shoda modelu s daty je statisticky významná. Korigovaný koeficient determinace udává středně silnou až silnou závislost endogenní proměnné na celkovém vlivu vysvětlujících proměnných. Parametry jsou statisticky významné kromě konstanty. Statistická nevýznamnost konstanty je však méně škodlivá, než nevýznamnost parametrů u vysvětlujících proměnných. Dle Durbin-Watsonova testu i dalších testů autokorelace je její přítomnost v modelu vyloučena.

Normovaná odchylka za celý model vypočtená dle vztahu (2.11) je rovna 0,591639. Model je tedy vhodnější pro prognózu než v případě nahrazení jeho teoretických hodnot \hat{y} průměrem \bar{y} . Normované odchylky pro jednotlivé roky časové řady jsou uvedeny v tabulce v příloze 2.

Shrnutí:

Parametry tohoto modelu odpovídají ekonomickým předpokladům, a to jak znaménka u parametrů, tak i jejich absolutní hodnoty. Podle koeficientů pružnosti vychází, že větší vliv na velikost spotřeby pečiva má spotřeba v předchozím období než koupěschopnost pečiva, ačkoliv absolutní hodnoty parametrů naznačují opak (jednotlivé ukazatele totiž mají různé řády jednotek). Spotřebitelské preference se mění velmi pozvolna a spotřeba tak vykazuje jakousi setrvačnost po určité období. Menší vliv má koupěschopnost pečiva. Koupěschopnost lze interpretovat jako množství pečiva, které si spotřebitel může koupit za daný peněžní příjem. Vzhledem k faktu, že pečivo je nezbytný statek a ve spotřebě v ČR má prakticky nezastupitelnou roli a dlouhou tradici, pak poměr disponibilního příjmu a ceny pečiva nemusí hrát významnou roli při poptávce. Lidé při nižší koupěschopnosti pravděpodobně omezí spotřebu jiných zbytečnějších statků.

Prognostické vlastnosti modelu uvedené v kapitole 2.5 jsou velmi dobré. Nicméně dle ekonometrické verifikace byla zjištěna heteroskedasticita v modelu, která narušuje požadavek, aby byl odhad parametrů nejlepší. Neustrannost a konzistence odhadu by měla být však zachována.

4.4 Simultánní model cen na komoditní vertikále

Pro analýzu farmářských a spotřebitelských cen je zvolen model dvou stochastických rovnic. Ceny zemědělských výrobců a spotřebitelské ceny jsou navzájem v simultánním vztahu, vystupují tedy v obou rovnicích jako vysvětlované a také jako vysvětlující endogenní proměnné. Parametry jednotlivých rovnic jsou odhadnuty dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců.

Ekonomický model:

$$y_1 = f(y_2, x_1, x_6)$$

$$y_2 = f(y_1, x_1, x_7)$$

Ekonometrický model:

$$\beta_{11}y_{1t} = \beta_{12}y_{2t} + \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{16}x_{6t} + u_{1t}$$

$$\beta_{22}y_{2t} = \beta_{21}y_{1t} + \gamma_{21}x_{1t} + \gamma_{27}x_{7t} + u_{2t}$$

Specifikace proměnných:

endogenní: y_{1t}cena zemědělských výrobců pšenice potravinářské (Kč/t)

y_{2t}spotřebitelská cena pšeničného pečiva bílého (Kč/kg)

exogenní: x_1konstanta

x_{6t}spotřebitelská cena chleba kmínového (Kč/kg)

x_{7t}spotřeba bílého pšeničného pečiva (kg/os/rok)

Korelační matice:

y_{1t}	x_{7t}	y_{2t}	x_{6t}	
1,0000	0,2838	0,6113	0,7927	y_{1t}
	1,0000	0,6948	0,7165	x_{7t}
		1,0000	0,7977	y_{2t}
			1,0000	x_{6t}

Tučně jsou zvýrazněné hodnoty párových korelačních koeficientů, které by mohly indikovat nežádoucí vysokou multikolinearitu, protože se týkají vysvětlujících proměnných nacházejících se ve stejné rovnici.

1. rovnice – vysvětlena cena zemědělských výrobců

Identifikace 1. rovnice:

$$1 \geq 2 - 1$$

Po dosazení do vzorce (2.12) vyplývá, že 1. rovnice je přesně identifikovaná a lze jednoznačně odhadnout její parametry.

Model: TSLS, za použití pozorování 1995 - 2008 ($T = 14$)

Závisle proměnná: y_1

Instrumentováno: y_2

Instrumentální proměnné: x_1, x_6, x_7

	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota	významnost
x_1	-1199,16	1137,23	-1,0545	0,29167	N
y_2	-157,8	69,0379	-2,2857	0,02227	V **
x_6	632,036	206,283	3,0639	0,00218	V ***

Odhad parametrů:

$$\beta_{12} = -157,8; \gamma_{11} = -1199,16; \gamma_{16} = 632,036$$

Odhadnutá rovnice:

$$y_{1t} = -1199,16 - 157,8y_{2t} + 632,036x_{6t}$$

Střední hodnota závisle proměnné	3699,714	Sm. odchylka závisle proměnné	668,5459
Součet čtverců reziduí	2030378	Sm. chyba regrese	429,6276
Koeficient determinace	0,719316	Adjustovaný koef. determinace	0,668283
F(2, 15)	12,50375	P-hodnota(F)	0,001471
Normalita p-hodnota	0,657714	Durbin-Watsonova statistika	1,610245
Pesaran-Taylor p-hodnota	0,174523		
Autokorelace 1.řádu p-hodnota	0,709301	Autokorelace 2.řádu p-hodnota	0,885019

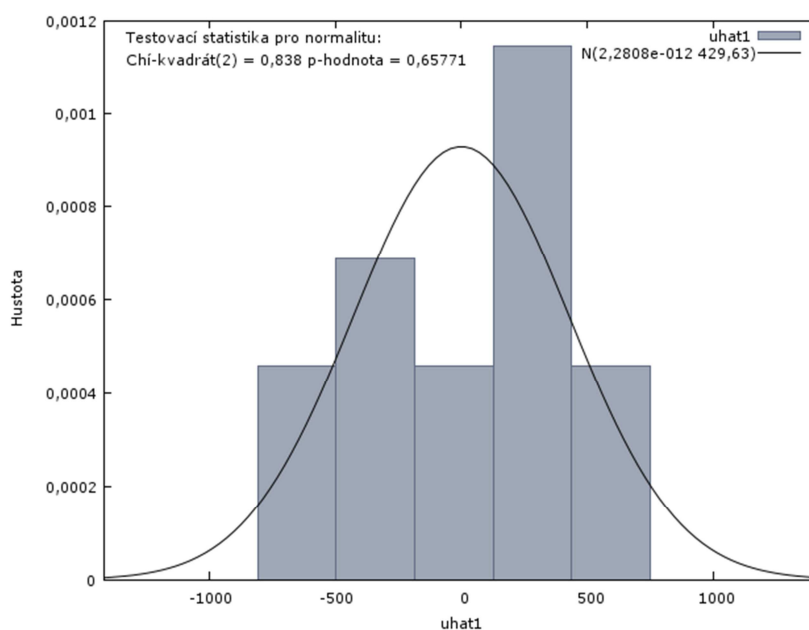
Verifikace:

Konstanta vyšla na hladině významnosti 0,05 statisticky nevýznamná, parametr β_2 u vysvětlující endogenní proměnné vyšel statisticky významný a parametr γ_6 u vysvětlující exogenní proměnné je statisticky významný i na hladině významnosti 0,01. Dle p-hodnoty F-testu testujícího statistickou významnost shody modelu s daty je zamítnuta nulová

hypotéza o nevýznamnosti totálního koeficientu determinace. Změny daných vysvětlujících proměnných tedy průkazně vysvětlují změny ve vysvětlované proměnné, a to ze 66,8 %.

Další testy prokázaly na hladině významnosti 0,05, že rezidua mají normální rozdělení, dále že v modelu není přítomna heteroskedasticita a je vyloučena autokorelace 1. i 2. řádu.

Obrázek 15: Rozdělení reziduí – 1. rovnice MSR



Interpretace modelu:

Zvýší-li se spotřebitelská cena pšeničného pečiva o 1 Kč/kg, pak se sníží cena zemědělských výrobců pšenice o 157,8 Kč/t. Zvýší-li se spotřebitelská cena kmínového chleba o 1 Kč/kg, pak se zvýší cena zemědělských výrobců pšenice o 632,036 Kč/t.

Pro lepší porovnání celkového vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných na cenu zemědělských výrobců je vhodné uvést koeficienty pružnosti vyčíslené podle (2.1). Zvýší-li se spotřebitelská cena pečiva o 1 %, pak se cena zemědělských výrobců pšenice sníží o 1,43727 %. Naopak zvýší-li se spotřebitelská cena chleba o 1 %, zvýší se cena pšenice o 2,761395 %. Koeficienty pružnosti jednotlivých období jsou uvedeny v příloze 2.

	y_{1t}	y_{2t}	x_{6t}		
průměr	3699,714	33,69786	16,16429	s_{y1}	644,2269
koeficient pružnosti		-1,43727	2,761395	N_1	0,591132

Prognostické vlastnosti modelu:

Odhadnuté parametry modelu jsou jasně ekonomicky interpretovatelné. Co se týče multikolinearity, mezi spotřebitelskou cenou bílého pečiva a spotřebitelskou cenou kmínového chleba je dílčí korelační koeficient relativně vysoký, avšak nepřekračuje hodnotu 0,8. Lze tedy konstatovat, že škodlivá nadměrná multikolinearita v modelu není přítomna. Korigovaný koeficient determinace udává střední až silnou těsnost závislosti endogenní proměnné na modelu. Tento koeficient je dle F-testu statisticky významný a lze tedy závislost zobecnit na základní soubor. Konstanta vychází statisticky nevýznamná, avšak parametry u vysvětlujících proměnných jsou na hladině významnosti 0,05 průkazné. Neprůkaznost konstanty není závažně škodlivá pro model. Dle testů autokorelace byla vzájemná závislost po sobě následujících reziduí vyloučena.

Na základě vztahu (2.11) byla po vynechání y_2 vyčíslena normovaná odchylka pro y_1 , jejíž hodnota je rovna 0,591132. Rovnice tedy vykazuje lepší prognostickou schopnost, než v případě nahrazení teoretických hodnot \hat{y} hodnotami průměru \bar{y} . Normované odchylky první rovnice pro jednotlivé roky časové řady jsou uvedeny v tabulce v příloze 2.

Shrnutí:

První rovnice simultánního modelu cenových přenosů vysvětluje výši zemědělských cen potravinářské pšenice pomocí spotřebitelských cen pečiva a spotřebitelských cen kmínového chleba jako dvou hlavních výrobků, které se u nás z pšenice vyrábějí. Ceny těchto komodit se tedy nutně musí navzájem ovlivňovat.

Dle koeficientů pružnosti vychází, že na ceny pšenice více působí ceny kmínového chleba než ceny bílého pečiva. Směr působení vychází u těchto výrobků dokonce opačný. Zvyšující se cena pečiva snižuje cenu pšenice, naopak zvyšující se cena chleba zvyšuje cenu potravinářské pšenice. V součtu však díky většímu vlivu ceny chleba způsobí zvýšení obou spotřebitelských cen o jednotku celkové zvýšení ceny potravinářské pšenice.

Ekonometrické vlastnosti modelu jsou velmi dobré, není přítomna multikolinearita, heteroskedasticita ani autokorelace. Potvrzeno je i normální rozdělení náhodné složky. Prognostické vlastnosti modelu jsou rovněž dobré.

2. rovnice – vysvětlena spotřebitelská cena

Identifikace 2. rovnice:

$$1 \geq 2 - 1$$

Dosažením do vztahu (2.12) vychází, že 2. rovnice je rovněž přesně identifikovaná. Lze tedy jednoznačně odhadnout její parametry.

Model: TSLS, za použití pozorování 1995 - 2008 (T = 14)

Závisle proměnná: y_2

Instrumentováno: y_1

Instrumentální proměnné: x_1, x_6, x_7

	Koeficient	Směr. chyba	z	p-hodnota	významnost
x_1	-154,013	37,0029	-4,1622	0,00003	V ***
y_1	0,00921547	0,00258	3,5719	0,00035	V ***
x_7	3,52089	0,8914	3,9498	0,00008	V ***

Sřední hodnota závisle proměnné	33,69786	Sm. odchylka závisle proměnné	9,804798
Součet čtverců reziduí	303,7030	Sm. chyba regrese	5,254461
Koeficient determinace	0,771678	Adjustovaný koef. determinace	0,730165
F(2, 15)	20,77990	P-hodnota(F)	0,000184
Normalita p-hodnota	0,896771	Durbin-Watsonova statistika	1,526521
Pesaran-Taylor p-hodnota	0,72852		
Autokorelace 1.řádu p-hodnota	0,472321	Autokorelace 2.řádu p-hodnota	0,727448

Odhad parametrů:

$$\beta_{21} = 0,00921547; \gamma_{21} = -154,013; \gamma_{27} = 3,52089$$

Odhadnutá rovnice:

$$y_{2t} = -154,013 + 0,00921547y_{1t} + 3,52089x_{7t}$$

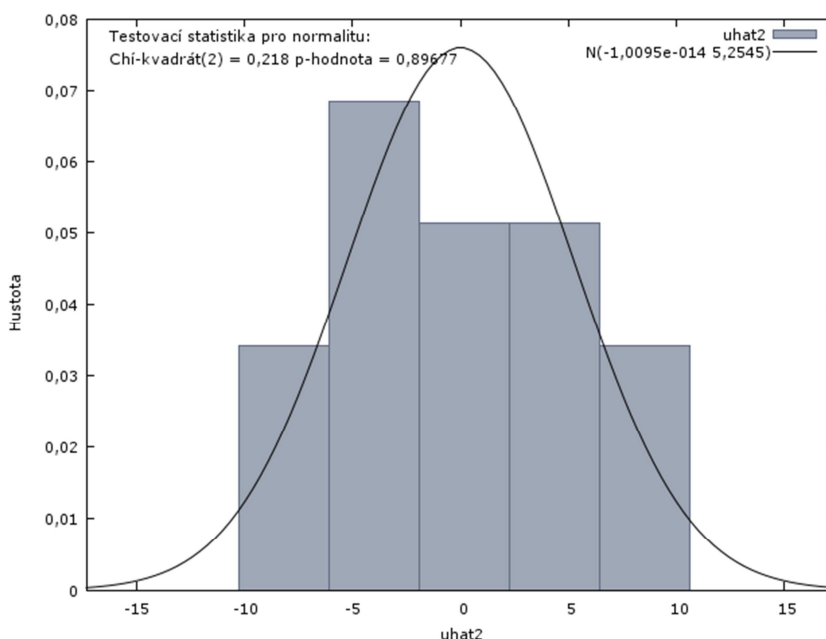
Verifikace:

Všechny odhadnuté parametry vycházejí statisticky významné, a to dokonce na hladině významnosti 0,01. Korigovaný koeficient determinace udává, že změny vysvětlujících proměnných vyvolávají změny vysvětlované proměnné ze 73 %. Tato

vysvětlovací schopnost modelu je statisticky významná s pravděpodobností 99 %, jelikož p-hodnota F-testu je nižší než hladina významnosti 0,01.

Podle p-hodnot testů normality, heteroskedasticity a autokorelace, které jsou všechny vyšší než hladina významnosti 0,05, nelze zamítnout ani u jednoho testu nulová hypotéza. Z toho plyne, že chyby jsou normálně rozdělené, v modelu není přítomna heteroskedasticita a rovněž není přítomna autokorelace 1. ani 2. řádu.

Obrázek 16: Rozdělení reziduí - 2. rovnice MSR



Interpretace modelu:

Vzroste-li cena zemědělských výrobců pšenice o 1 Kč/kg (1000 Kč/t), pak vzroste spotřebitelská cena pšeničného pečiva o 9,215 Kč/kg. Stoupne-li spotřeba pšeničného pečiva o 1 kg/os/rok, pak stoupne spotřebitelská cena pšeničného pečiva o 3,52 Kč/kg.

Výpočtem koeficientů pružnosti dle vztahu (2.1) zjistíme, že zvýší-li se cena zemědělských výrobců pšenice o 1 %, pak se zvýší spotřebitelská cena pečiva o 1,011768 %. A zvýší-li se spotřeba pšeničného pečiva o 1 %, pak se zvýší spotřebitelská cena pečiva o 4,558617 %. Dílčí koeficienty pružnosti jsou uvedeny v příloze 2.

	y_{2t}	y_{1t}	x_{7t}		
průměr	33,69786	3699,714	43,63	s_{y_2}	9,44814
koeficient pružnosti		1,011768	4,558617	N_2	0,492963

Prognostické vlastnosti modelu:

Parametry jsou dobře ekonomicky interpretovatelné, mezi vysvětlujícími proměnnými není přítomna vysoká multikolinearita. Shoda modelu s daty je statisticky významná a značí silnou těsnost závislosti. Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné, Durbin-Watsonův test neprokázal přítomnost autokorelace reziduí. Normovaná odchylka pro proměnnou y_2 vypočtená podle vzorce (2.11) s vynecháním první endogenní proměnné je rovna 0,492963. Tato rovnice tedy poskytuje lepší prognózu, než v případě nahrazení teoretických hodnot vysvětlované proměnné jejím průměrem. Normované odchylky pro jednotlivé roky časové řady jsou uvedeny v tabulce v příloze 2.

Shrnutí:

Vypočtené parametry 2. rovnice odpovídají ekonomickým předpokladům. Při zvýšení zemědělských cen pšenice se současně zvýší spotřebitelská cena pšeničného pečiva. S růstem spotřeby pečiva pak roste i spotřebitelská cena, což rovněž odpovídá základnímu předpokladu, kdy rostoucí poptávka zvyšuje cenu statku.

Podle koeficientů pružnosti je zřejmé, že větší vliv na cenu pečiva má spotřeba pečiva než ceny pšenice.

Statistická a ekonomická verifikace vyšla velmi příznivě ve prospěch modelu. Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné, průkazná je i shoda celého modelu s daty. Spotřebitelská cena pečiva je modelem vysvětlena ze 73 %, což značí silnou těsnost závislosti. Ekonometrické vlastnosti modelu vykazují nekorelovanost reziduí, homoskedasticitu i normální rozdělení náhodné složky, z čehož vyplývá, že odhad parametrů je nestranný, konzistentní a nejlepší. Celkově 2. rovnice tohoto modelu vykazuje velmi dobré prognostické vlastnosti.

Shrnutí celého simultánního modelu:

První rovnice tohoto modelu vykazuje horší prognostické vlastnosti než druhá rovnice. Normovaná odchylka celého modelu vypočtená podle vztahu (2.11) je rovna 0,544265, což značí, že model je vhodnější pro prognózování, než kdyby byly teoretické hodnoty vysvětlovaných proměnných nahrazeny průměrem. Slabinou modelu může být vyšší multikolinearita mezi vysvětlujícími proměnnými u první rovnice, párový korelační koeficient se pohybuje kolem často doporučované maximální povolené hodnoty 0,8.

5 Závěr

Uvedené modely produkce, spotřeby a cen na komoditní vertikále byly zvoleny z mnoha testovaných modelů na základě nejlepších ekonomických, statistických a ekonometrických vlastností. Některé testované modely vycházející z ekonomických předpokladů a stanovených pracovních hypotéz vykazovaly velmi špatné vlastnosti, a nejsou proto vhodné pro analyzování vztahů daných ukazatelů. Na ukázkou je jeden nevhodný model uveden v příloze 3.

Výsledky testování předem stanovených pracovních hypotéz:

H1: změny v produkci potravinářské pšenice jsou vysvětleny změnami spotřebitelských cen předchozího období alespoň ze 30 %

hypotéza zamítnuta ($R=0,5418 \rightarrow R^2=0,2935$)

H2: změny ve spotřebě pečiva jsou vysvětleny změnami v příjmu domácností a změnami v cenách pečiva alespoň z 50 %

hypotéza potvrzena s poznámkou ($R^2=0,774$; avšak vysvětlující proměnné jsou navzájem vysoce korelované – model v příloze 3)

H3: změny spotřebitelských cen pečiva jsou vysvětleny změnami cen zemědělských výrobců potravinářské pšenice alespoň z 60 %

hypotéza zamítnuta ($R=0,6113 \rightarrow R^2=0,37368769$)

H4: změny CZV potravinářské pšenice jsou vysvětleny změnami SC pečiva a SC chleba alespoň z 50 %

hypotéza potvrzena ($R^2=0,668$)

Model produkce

Z testovaných modelů produkce potravinářské pšenice byl vybrán pouze jeden vhodný model, který vykazuje velmi dobré vlastnosti podrobené ekonomické, statistické i ekonometrické verifikaci. Všechny odhadnuté parametry jsou statisticky významné a příznivě vycházejí testy autokorelace, heteroskedasticity i normality. Po posouzení

prognostických vlastností lze model doporučit pro prognózování. Jediným problémem může být méně objektivní umělá proměnná, která nabývá hodnot 1 v případech výrazných poklesů v produkci. Produkční šoky nenastávají pravidelně, nejedná se tedy o periodickou složku modelu, a tak záleží na subjektivním posouzení ekonometra, ve kterém případě se již jedná o produkční šok a ve kterém nikoliv.

Významnou vysvětlující proměnnou modelu produkce potravinářské pšenice je spotřebitelská cena pečiva v předchozím období. Zvýšení ceny finálního výrobku vede k vyšší poptávce po surovinách potřebných pro jeho výrobu, tedy po potravinářské pšenici. Tato rostoucí poptávka tlačí na vyšší produkci.

Modely spotřeby

Spotřeba pečiva je modelována dvěma funkcemi, které se ukázaly být vhodné. První model vychází z 1. Tornquistovy funkce, ve kterém je jedinou vysvětlující proměnnou disponibilní příjem. Tato funkce je vhodná pro modelování nezbytných statků, kterým pečivo v naší společnosti bezpochyby je. Nezbytné statky vykazují vysokou míru spotřeby i při nízkých příjmech spotřebitelů a s rostoucími příjmy roste jejich spotřeba degresivně a asymptoticky se blíží k hranici nasycenosti. Model vykazuje velmi dobré prognostické vlastnosti, prognózu spotřeby na základě tohoto modelu lze doporučit.

Druhý model spotřeby je tvořen těmito vysvětlujícími proměnnými: spotřebou v minulém období a koupěschopností pečiva. Spotřeba vykazuje v krátkém období určitou setrvačnost, spotřebitelské preference se nemění natolik rychle, a tak vyšel vliv spotřeby minulého období na současnou spotřebu vyšší, než vliv koupěschopnosti. Koupěschopností se zde myslí podíl čistého příjmu obyvatel a spotřebitelské ceny pečiva. U nezbytných statků nemá koupěschopnost na spotřebu takový vliv, jako u statků zbytných. Prognostické vlastnosti modelu jsou dobré, nicméně odhad modelu nemusí být nejlepší z důvodu zjištěné heteroskedasticity.

Simultánní model cen

Pro modelování vzájemného působení farmářských cen pšenice a spotřebitelských cen pečiva byl sestaven dvourovnicový simultánní model. První rovnice vysvětluje velikost cen zemědělských výrobců pomocí spotřebitelských cen pečiva a spotřebitelských cen kmínového chleba. Druhá rovnice vysvětluje spotřebitelské ceny pečiva za pomoci

farmářských cen pšenice a spotřeby pečiva. Směr působení cen bílého pečiva a cen chleba na ceny pšenice je opačný. Kladně a s větší intenzitou působí na cenu pšenice cena kmínového chleba. Verifikace a posouzení prognostických vlastností první rovnice vykazují velmi dobré výsledky. Spotřebitelská cena pečiva je dle druhé rovnice kladně závislá na farmářských cenách pšenice i na spotřebě. Zvýšení obou vysvětlujících ukazatelů tedy vyvolává zvýšení ceny pečiva, což odpovídá ekonomických předpokladům. Druhá rovnice vykazuje po verifikaci velmi dobré vlastnosti a model je rovněž velmi vhodný pro prognózování. Celkově vykazuje mírně lepší prognostické vlastnosti druhá rovnice než první, nicméně pro prognózu lze model jako celek doporučit.

6 Seznam použitých zdrojů

1. Peterová, J. *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*. 4. vydání. Praha: ČZU, 2010. 251 s. ISBN 978-80-213-2053-6
2. Tvrdoň, J. *Ekonometrie*. 5. vydání, Praha: ČZU PEF ve vydavatelství Credit, 2001. 225 s. ISBN 80-213-0819-2
3. Seddighi, H.R. *Econometrics : a practical approach*. 1 edition. Routledge, 2000. 416 s. ISBN 978-0415156455
4. Čechura, L. a kol. *Cvičení z ekonometrie*. 2. vydání. Praha: ČZU PEF, 2009. 102 s. ISBN 978-80-213-1976-9
5. Hušek, R. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. 1. vydání, Praha: Professional publishing, 2003. ISBN 80-86419-29-0
6. Hušek, R. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha: Oeconomika, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3
7. Hušek, Walter. *Ekonometrie*. 1.vydání. Praha: Nakladatelství technické literatury, 1976. 263 s. ISBN neuvedeno
8. Bečvářová, V., Lechanová, I. *Zemědělství a potravinářský průmysl v rámci komoditních vertikál, obecné a regionální aspekty*. 1. vydání. Brno: PEF MZLU, 2006. 48 s. ISBN 80-7157-921-1
9. Cipra, T. *Finanční ekonometrie*. 1. vydání. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9
10. Svatošová, L., Kába, B. *Statistické metody II*. 1. vydání. Praha: ČZU PEF, 2008. 105 s. ISBN 978-80-213-1736-9

11. Griffiths, W.E., Hill, R.C., Judge, G.G. *Learning and Practicing Econometrics*. University of New England Armidale, 1993. ISBN 0-471-51364-4
12. Verbeek, M. *A Guide to Modern Econometrics*. 2nd edition. John Wiley & Sons Inc., 2004. 429 p. ISBN 0-470-85773-0
13. Holman, R. *Ekonomie*. 4. vydání. Praha: C. H. Beck, 2005. 710 s. ISBN 80-7179-891-6
14. Ministerstvo zemědělství. Odbor rostlinné výroby. *Situační a výhledová zpráva obiloviny – prosinec 2010*. Praha: Mze ČR, 2010. ISBN 978-80-7084-907-1
15. Malý, M. Peterová, J. *Cvičení z ekonomiky odvětví*. Praha: ČZU PEF, 2010 61 s. ISBN 978-80-213-2054-3
16. Štiková, O. a kol. *Vývoj spotřeby potravin a analýza základních faktorů, které ji ovlivňují*. 1. vydání. Praha: VÚZE, 2004. ISBN 80-86671-13-5
17. Podnikatelský svaz pekařů a cukrářů v ČR. *Ročenka pekaře a cukráře 2010*. 1. vydání. Praha 2010. ISSN 1213-2411
18. Bil, J., Němec, D., Pospíš, M. *Gretl – uživatelská příručka*. Brno: ESF MU, 2009

Internetové zdroje:

19. MLÁDEK, Zdeněk a kol. *Prognózy cen obilovin jsou důležité* [on-line]. Agroweb – internetový zemědělský portál, 11.4.2008 [cit. 2011-03-07].
Dostupný z WWW: http://www.agroweb.cz/Prognozy-cen-obilovin-jsou-dulezite__s182x30421.html.
20. FAO Media centre. *Wheat sends food prices up* [on-line]. 2011 [cit. 2011-04-02].
Dostupný z WWW: <http://www.fao.org/news/story/en/item/45006/icode/>.
21. HAVEL, Petr. *Až čtvrtina pečiva v maloobchodech nepochází z tuzemských pekáren* [on-line]. Mediafax, 28.10.2009 [cit. 2011-01-22].
Dostupný z WWW: <http://www.mediafax.cz/domaci/2948739-Az-ctvrtina-peciva-v-maloobchodech-nepochazi-z-tuzemskych-pekaren>.

22. ČTK. *Prognózy cen obilovin jsou důležité* [on-line]. 13.8.2010 [cit. 2011-01-22].
Dostupný z WWW: <http://www.novinky.cz/ekonomika/208628-rostouci-ceny-obili-zdrazisi-spise-maso-nez-pecivo-tvrdi-zemedelci.html>.

23. ŠNEJDRLA, Jindřich. *Co provází trh komodit* [on-line]. agris – agrární www portál, 28.2.2011 [cit. 2011-03-29].
Dostupný z WWW: <http://www.agris.cz/zemedelstvi/detail.php?id=170474&iSub=520>.

Seznam tabulek:

Tabulka 1: Bilanční tabulka obilovin celkem (kromě rýže).....	33
Tabulka 2: Spotřeba obilovin v ČR na obyvatele v kg za rok.....	35
Tabulka 3: Průměrné roční CZV potravinářské pšenice v Kč/t	37
Tabulka 4: Produkce a vývoz pšenice ve vybraných zemích světa v mark. roce 2008/2009.....	38
Tabulka 5: Cenové poměry ve vertikále (indexy k r. 1989 = 100 %)	40

Seznam obrázků:

Obrázek 1: Postup konstrukce ekonometrického modelu	10
Obrázek 2: Nabídkově orientovaný potravinový řetězec	24
Obrázek 3: Poptávkově orientovaný potravinový řetězec.....	24
Obrázek 4: Vývoj spotřebitelských cen pečiva	44
Obrázek 5: Vývoj CZV potravinářské pšenice	44
Obrázek 6: Vývoj míry inflace v ČR	45
Obrázek 7: Vývoj peněžního příjmu domácností.....	45
Obrázek 8: Vývoj koupěschopnosti pečiva.....	46
Obrázek 9: Vývoj spotřeby pečiva v ČR	46
Obrázek 10: Vývoj produkce potravinářské pšenice	47
Obrázek 11: Vývoj výnosu potravinářské pšenice.....	47
Obrázek 12: Rozdělení reziduí v modelu produkce	50
Obrázek 13: Model spotřeby pečiva - 1.TQ funkce	53
Obrázek 14: Rozdělení reziduí – Model spotřeby pečiva	57
Obrázek 15: Rozdělení reziduí – 1. rovnice MSR	61
Obrázek 16: Rozdělení reziduí - 2. rovnice MSR	64

Seznam příloh:

Příloha 1 – zdrojová dat použítá v modelech

Příloha 2 – koeficienty pružnosti a normované odchylky pro jednotlivá období

Příloha 3 – model spotřeby pečiva v závislosti na ceně a příjmu

Příloha 4 – 3D graf spotřeby pečiva v závislosti na ceně a příjmu

7 Přílohy

Příloha 1 – zdrojová data použita v modelech

Lineární modely spotřeby a produkce

rok	spotřeba v předch. období	koupěschopnost	<u>spotřeba</u>	dumy	SC v předch. období	<u>produkce</u>
1992	38,9	2,541812	38,2	0	13,8	3,412943
1993	38,2	2,435357	38,4	1	16,8	3,304271
1994	38,4	2,52206	40,1	0	18,54	3,713476
1995	40,1	2,381188	42	0	23,07	3,822769
1996	42	2,030779	43	0	31,32	3,727203
1997	43	2,213049	42	0	31,65	3,640269
1998	42	2,556682	41,6	0	29,78	3,844741
1999	41,6	3,131873	41,8	0	25,79	4,028271
2000	41,8	3,12559	42,8	0	26,69	4,084107
2001	42,8	3,463965	43,3	0	26,03	4,47608
2002	43,3	3,64591	44,3	0	25,55	3,866473
2003	44,3	2,871838	43,8	1	34,16	2,637891
2004	43,8	3,045799	44	0	33,56	5,042523
2005	44	3,186045	44,2	0	34,11	4,145039
2006	44,2	2,706665	45,3	1	43,06	3,506252
2007	45,3	2,303919	48,1	0	54,61	3,938924
2008	48,1	2,624489	44,62	0	52,39	4,631502
2009	44,62	4,20437	53,42	0	33,87	4,358073

Model spotřeby – 1. Tornquistova funkce

rok	<u>spotřeba</u>	příjem	rok	<u>spotřeba</u>	příjem	rok	<u>spotřeba</u>	příjem
1989	33	23,5	1996	43	63,604	2003	43,8	98,102
1990	32,5	24,971	1997	42	70,043	2004	44	102,217
1991	38,9	29,586	1998	41,6	76,138	2005	44,2	108,676
1992	38,2	35,077	1999	41,8	80,771	2006	45,3	116,549
1993	38,4	40,914	2000	42,8	83,422	2007	48,1	125,817
1994	40,1	46,759	2001	43,3	90,167	2008	44,62	137,497
1995	42	54,934	2002	44,3	93,153	2009	53,42	142,402

Simultánní model cen na vertikále

rok	CZV	spotřeba	SC pečiva	SC chleba
1995	2780	42,0	23,07	11,29
1996	3980	43,0	31,32	15,74
1997	4331	42,0	31,65	16,20
1998	3973	41,6	29,78	15,82
1999	3269	41,8	25,79	14,54
2000	3 475	42,8	26,69	14,80
2001	3 878	43,3	26,03	14,71
2002	3362	44,3	25,55	14,46
2003	3427	43,8	34,16	15,56
2004	3738	44,0	33,56	15,25
2005	2749	44,2	34,11	15,06
2006	3150	45,3	43,06	17,00
2007	4578	48,1	54,61	23,20
2008	5106	44,6	52,39	22,67

Příloha 2 – koeficienty pružnosti a normované odchylky pro jednotlivá období

Model produkce:

rok	y_t	x_{3t-1}	y_t'	E_t	e_t	N_t	N_t^2
1992	3,412943	13,8	3,714373	0,073919	0,30143	0,57328	0,32865
1993	3,304271	16,8	2,996535	0,111546	-0,30774	-0,58527	0,342544
1994	3,713476	18,54	3,80868	0,09685	0,095204	0,181065	0,032785
1995	3,822769	23,07	3,898808	0,117728	0,076039	0,144617	0,020914
1996	3,727203	31,32	4,06295	0,153371	0,335747	0,638545	0,40774
1997	3,640269	31,65	4,069515	0,154737	0,429246	0,816369	0,666458
1998	3,844741	29,78	4,03231	0,146938	0,187569	0,356731	0,127257
1999	4,028271	25,79	3,952925	0,129806	-0,07535	-0,1433	0,020534
2000	4,084107	26,69	3,970832	0,133731	-0,11328	-0,21543	0,046412
2001	4,47608	26,03	3,9577	0,130856	-0,51838	-0,98589	0,971977
2002	3,866473	25,55	3,94815	0,128754	0,081677	0,155339	0,02413
2003	2,637891	34,16	3,341928	0,203369	0,704037	1,338984	1,792879
2004	5,042523	33,56	4,107516	0,162557	-0,93501	-1,77826	3,162201
2005	4,145039	34,11	4,118459	0,164782	-0,02658	-0,05055	0,002555
2006	3,506252	43,06	3,519001	0,243455	0,012749	0,024248	0,000588
2007	3,938924	54,61	4,526325	0,240044	0,587401	1,117159	1,248043
2008	4,631502	52,39	4,482156	0,232555	-0,14935	-0,28404	0,080676
2009	4,358073	33,87	4,113684	0,163813	-0,24439	-0,4648	0,216034

Model spotřeby - 1. Tornquistova funkce

rok	Y_t	X_t	Y_t'	E_t	e_t	N_t	N_t^2
1989	33,0	23,5	33,16996	0,16996	0,038113	0,001453	33,0
1990	32,5	24,971	33,85278	1,35278	0,303352	0,092022	32,5
1991	38,9	29,586	35,68325	-3,21675	-0,72133	0,520322	38,9
1992	38,2	35,077	37,39598	-0,80402	-0,1803	0,032507	38,2
1993	38,4	40,914	38,82858	0,42858	0,096107	0,009237	38,4
1994	40,1	46,759	39,97909	-0,12091	-0,02711	0,000735	40,1
1995	42,0	54,934	41,25235	-0,74765	-0,16766	0,028108	42,0
1996	43,0	63,604	42,30278	-0,69722	-0,15635	0,024445	43,0
1997	42,0	70,043	42,93965	0,93965	0,21071	0,044399	42,0
1998	41,6	76,138	43,45699	1,85699	0,416418	0,173404	41,6
1999	41,8	80,771	43,80488	2,00488	0,449582	0,202124	41,8
2000	42,8	83,422	43,98879	1,18879	0,266578	0,071064	42,8
2001	43,3	90,167	44,41377	1,11377	0,249755	0,062378	43,3
2002	44,3	93,153	44,58454	0,28454	0,063805	0,004071	44,3
2003	43,8	98,102	44,84721	1,04721	0,23483	0,055145	43,8
2004	44,0	102,217	45,04832	1,04832	0,235079	0,055262	44,0
2005	44,2	108,676	45,33639	1,13639	0,254827	0,064937	44,2
2006	45,3	116,549	45,64844	0,34844	0,078135	0,006105	45,3
2007	48,1	125,817	45,97017	-2,12983	-0,4776	0,228101	48,1
2008	44,6	137,497	46,31891	1,69891	0,380969	0,145137	44,6
2009	53,4	142,402	46,44965	-6,97035	-1,56305	2,443133	53,4

Model spotřeby - lineární

rok	Y_t	Y_{t-1}	X_{5t}	Y_t'	$E_{Y_{t-1}}$	E_{X_5}	e_t	N_t	N_t^2
1992	38,2	38,9	2,5418	39,6465	0,8124	0,1527	1,4465	0,4310	0,1858
1993	38,4	38,2	2,4354	38,8134	0,8149	0,1494	0,4134	0,1232	0,0152
1994	40,1	38,4	2,5221	39,1855	0,8114	0,1533	-0,9145	-0,2725	0,0743
1995	42	40,1	2,3812	40,2576	0,8247	0,1408	-1,7424	-0,5192	0,2695
1996	43	42	2,0308	40,9964	0,8483	0,1179	-2,0036	-0,5970	0,3564
1997	42	43	2,2130	42,2584	0,8425	0,1247	0,2584	0,0770	0,0059
1998	41,6	42	2,5567	42,2486	0,8231	0,1441	0,6486	0,1933	0,0374
1999	41,8	41,6	3,1319	43,2870	0,7957	0,1723	1,4870	0,4431	0,1963
2000	42,8	41,8	3,1256	43,4377	0,7968	0,1713	0,6377	0,1900	0,0361
2001	43,3	42,8	3,4640	45,0714	0,7863	0,1830	1,7714	0,5278	0,2786
2002	44,3	43,3	3,6459	45,9186	0,7808	0,1891	1,6186	0,4823	0,2326
2003	43,8	44,3	2,8718	44,9034	0,8169	0,1523	1,1034	0,3288	0,1081
2004	44	43,8	3,0458	44,9037	0,8076	0,1615	0,9037	0,2693	0,0725
2005	44,2	44	3,1860	45,4032	0,8024	0,1671	1,2032	0,3585	0,1285
2006	45,3	44,2	2,7067	44,4273	0,8237	0,1451	-0,8727	-0,2600	0,0676
2007	48,1	45,3	2,3039	44,3791	0,8452	0,1236	-3,7209	-1,1087	1,2292
2008	44,62	48,1	2,6245	47,4608	0,8391	0,1317	2,8408	0,8465	0,7165
2009	53,42	44,62	4,2044	48,3413	0,7642	0,2071	-5,0787	-1,5133	2,2901

Simultánní model - koeficienty pružností

rok	Y_{1t}	Y_{2t}	X_{6t}	X_{7t}	$E_{Y_{1t}}$	$E_{Y_{2t}}$	$E_{X_{6t}}$	$E_{X_{7t}}$
1995	2780	23,07	11,29	42	1,3149	-1,5855	3,1078	7,5899
1996	3980	31,32	15,74	43	1,0768	-1,2983	2,6133	4,4447
1997	4331	31,65	16,2	42	1,1817	-1,2346	2,5310	4,3781
1998	3973	29,78	15,82	41,6	1,2595	-1,1461	2,4385	5,0387
1999	3269	25,79	14,54	41,8	1,2937	-1,0379	2,3438	6,3204
2000	3475	26,69	14,8	42,8	1,1156	-1,0681	2,3722	5,2498
2001	3878	26,03	14,71	43,3	1,0456	-1,0293	2,3298	4,4605
2002	3362	25,55	14,46	44,3	0,9404	-1,0316	2,3384	4,7344
2003	3427	34,16	15,56	43,8	0,9936	-1,6612	3,0308	4,8521
2004	3738	33,56	15,25	44	0,9744	-1,6846	3,0661	4,3820
2005	2749	34,11	15,06	44,2	0,9402	-1,8328	3,2412	5,7759
2006	3150	43,06	17	45,3	0,8411	-2,4703	3,9063	4,6215
2007	4578	54,61	23,2	48,1	0,7333	-1,7780	3,0255	2,9438
2008	5106	52,39	22,67	44,62	0,9384	-1,7004	2,9470	3,1331

Simultánní model – normované odchylky

rok	Y_{1t}'	Y_{2t}'	e_{1t}	e_{2t}	N_{1t}	N_{2t}	N_{1t}^2	N_{2t}^2
1995	2296,0804	19,4834	-483,9196	-3,5866	-0,7512	-0,3796	0,5642	0,1441
1996	3806,7906	34,0628	-173,2094	2,7428	-0,2689	0,2903	0,0723	0,0843
1997	4045,4532	33,7766	-285,5468	2,1266	-0,4432	0,2251	0,1965	0,0507
1998	4100,3655	29,0691	127,3655	-0,7109	0,1977	-0,0752	0,0391	0,0057
1999	3920,9814	23,2856	651,9814	-2,5044	1,0120	-0,2651	1,0242	0,0703
2000	3943,2908	28,7049	468,2908	2,0149	0,7269	0,2133	0,5284	0,0455
2001	3990,5556	34,1791	112,5556	8,1491	0,1747	0,8625	0,0305	0,7439
2002	3908,2906	32,9448	546,2906	7,3948	0,8480	0,7827	0,7191	0,6126
2003	3244,8722	31,7834	-182,1278	-2,3766	-0,2827	-0,2515	0,0799	0,0633
2004	3143,6210	35,3536	-594,3790	1,7936	-0,9226	0,1898	0,8512	0,0360
2005	2936,7442	26,9437	187,7442	-7,1663	0,2914	-0,7585	0,0849	0,5753
2006	2750,5840	34,5120	-399,4160	-8,5480	-0,6200	-0,9047	0,3844	0,8185
2007	4846,6172	57,5302	268,6172	2,9202	0,4170	0,3091	0,1739	0,0955
2008	4861,9541	50,1433	-244,0459	-2,2467	-0,3788	-0,2378	0,1435	0,0565

Příloha 3 – model spotřeby pečiva v závislosti na ceně a příjmu (1991 - 2009, T = 19)

Ekonomický model

$$y = f(x_4, x_5)$$

Ekonometrický model

$$y_t = \gamma_1 x_1 + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_5 x_{5t} + u_t$$

Specifikace proměnných:

endogenní: y_t spotřeba pečiva (kg na obyvatele na rok)

exogenní: x_1 konstanta

x_{4t} spotřebitelská cena pečiva (Kč za kg)

x_{5t} čistý peněžní příjem na osobu za rok (tis. Kč)

Korelační matice:

	y_t	x_{4t}	x_{5t}	
	1,0000	0,6852	0,8816	y_t
		1,0000	0,8622	x_{4t}
			1,0000	x_{5t}

Model: OLS, za použití pozorování 1991 - 2009 (T = 19)

Závisle proměnná: y

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	významnost
x_1	35,91	1,11029	32,3429	<0,00001	V ***
x_4	-0,089494	0,0678394	-1,3192	0,20567	N
x_5	0,117962	0,0230278	5,1226	0,00010	V ***

Odhad parametrů:

$$\gamma_1 = 35,91; \gamma_4 = -0,089494; \gamma_5 = 0,117962$$

Odhadnutá rovnice:

$$y_t = 35,91 - 0,089494x_4 + 0,117962x_5$$

Verifikace modelu:

Střední hodnota závisle proměnné	43,14947	Sm. odchylka závisle proměnné	3,510273
Součet čtverců reziduí	44,56930	Sm. chyba regrese	1,669006
Koeficient determinace	0,799053	Adjustovaný koef. determinace	0,773935
F(2, 16)	31,81150	P-hodnota(F)	2,66e-06
Normalita p-hodnota	0,285421	Durbin-Watsonova statistika	1,994032
Breusch-Pagan p-hodnota	0,0266829	White test – p-hodnota	0,00571713
Autokorelace 1.řádu p-hodnota	0,288268	Autokorelace 2.řádu p-hodnota	0,174654

Mezi vysvětlujícími proměnnými vyskytuje vysoká korelace, hodnota dílčího korelačního koeficientu překračuje 0,8, což způsobuje vysokou multikolaritu v modelu. Model je nutné přespecifikovat.

Shrnutí:

Hypotéza H2 nemůže být s jistotou potvrzena, jelikož vysoká multikolarita v modelu zkresluje odhad parametrů. Nicméně shoda modelu s daty je statisticky významná a dosahuje hodnoty 77,4 %.

Jediným vhodným způsobem, jak odstranit vysokou multikolaritu při dodržení ekonomických a statistických požadavků na model, je zařazení zcela jiných vysvětlujících proměnných. Model spotřeby v závislosti na ceně a příjmu na základě pozorovaných dat je nevhodný a nelze jej doporučit k aplikaci.

Příloha 4 – 3D graf spotřeby pečiva v závislosti na ceně a příjmu

