

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA EKONOMIKY



Obor: Podnikání a Administrativa

DIPLOMOVÁ PRÁCE

**Vývoj nákladovosti a způsoby kalkulace u vybrané
komodity**

Vypracoval: Jakub Jandus

Vedoucí diplomové práce: Ing. Jiří Mach, Ph.D.

© 2012 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Jandus Jakub

Podnikání a administrativa

Název práce

Vývoj nákladovosti a způsoby kalkulace u vybrané komodity

Anglický název

The Cost Development and Cost Calculation in Selected Commodity

Cíle práce

Hlavním cílem předkládané diplomové práce je posoudit strukturu, vývoj a závislost nákladových titulů řepky olejné (ozimě) ve výrobním odvětví České republiky ex post a na tomto základě dedukovat konkrétní teoretická stanoviska v rámci kalkulací nákladů, vhodnosti kalkulačních metod, hospodárnosti vynakládaných nákladů, efektivnosti z rozsahu a rentability výroby. Záměrem je analyzovat nákladové veličiny jednak v časovém vývoji a jednak zprostředkovaně jako funkce relevantních produkčních faktorů.

Metodika

Hlavní metodou předkládané diplomové práce je dedukce významných skutečností (teoretická stanoviska) z národohospodářských normativů průměrných podmínek a intenzity výroby do mikroekonomických tržních struktur. Syntéza výsledků práce je funkcí abstraktního procesu poznání, jehož základem jsou teoretická východiska a zejména prováděné ad hoc analýzy nákladových veličin, které vymezují prostor formulovaných implikací. V rámci všeobecně akceptované metodiky analýzy produkčních a nákladových funkcí byla použita metodika analýzy časových řad, regresní analýzy a v neposlední řadě metodika analýzy vybraných poměrových ukazatelů ekonomické efektivnosti.

Harmonogram zpracování

30.6.2011 - Zadání práce, cíl, metodika, teoretická východiska

30.11.2011 - Předběžné výsledky

28.2.2012 - Konečné výsledky

11.4.2012 - Diskuse, syntéza výsledků

Rozsah textové části

60 – 80 stran

Klíčová slova

řepka olejná, produkce, kalkulace, náklad, efektivnost

Doporučené zdroje informací

- ARLT J., ARLTOVÁ M.: Ekonomické časové řady, 1. vyd. Praha, Professional Publishing, 2009, ISBN 978-80-86946-85-6
- BARANYK P., FÁBRY, A., a kol.: ŘEPKA (pěstování, využití, ekonomika), 1. vyd. Praha, Profi Press, 2007, ISBN 978-80-86726-26-7
- GREENE W.H.: Econometric Analysis, 5. edition, NJ USA, Prentice-Hall, 2003, ISBN 0-13-066189-9
- GUJARATI D. N.: Basic Econometrics, 4. edition, NY USA, The McGraw-Hill, 2004, ISBN 0-07-233542-4
- HUŠEK R.: Ekonometrická analýza, 1. vyd. Praha, Oeconomica VŠE, 2007, ISBN 978-80-345-1300-3
- KRÁL B. a kol.: Manažerské účetnictví, Praha, Management Press, 2008, ISBN 978-80-7261-141-6
- MACÍK K.: Jak kalkulovat podnikové náklady?, Ostrava, Montanex, 1994, ISBN 80-85-780-16-X
- MAREK L. a kol.: Statistika pro ekonomy, 2. vyd. Praha, Professional Publishing 2007, ISBN 978-80-86946-40-5
- POLÁČKOVÁ J. a kol.: Metodika kalkulací nákladů a výnosů v zemědělství, Praha, ÚZEL 2010, ISBN 978-80-86671-75-8
- STŘELEČEK F., RADEK Z.: Efektivnost intenzifikačních nákladů – monografie, České Budějovice, JČU, 2008, ISBN 978-80-7394-134-5
- SYNEK M. a kol.: Manažerská ekonomika, 4. vyd. Praha, Grada Publishing, 2009, ISBN 978-80-247-1992-4
- TVRDON J.: Ekonometrie, 5. vyd. Praha, PEF ČZU, 2010, ISBN 978-80-213-0819-0

Vedoucí práce

Mach Jiří, Ing., Ph.D.

Termín odevzdání

březen 2012

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

prof. Ing. Jan Hron, DrSc., dr.h.c.

Dekan fakulty

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci na téma „**Vývoj nákladovosti a způsoby kalkulace u vybrané komodity**“ vypracoval samostatně pod vedením Ing. Jířího Macha, Ph.D. a s použitím informačních zdrojů uvedených v seznamu literatury. Prohlašuji, že jsem v souvislosti s vytvořením této práce neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 28.3. 2012

.....
Jakub Jandus

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval vedoucímu práce Ing. Jiřímu Machovi, Ph.D. za odborné vedení, cenné rady, připomínky a konzultace.

**VÝVOJ NÁKLADOVOSTI A ZPŮSOBY KALKULACE U VYBRANÉ
KOMODITY**



**THE COST DEVELOPMENT AND CALCULATION IN SELECTED
COMMODITY**

Souhrn

Diplomová práce obsahuje ekonomickou analýzu a následnou syntézu vývoje kategorizovaných nákladů pěstování řepky ozimé v odvětví České republiky za roky 1992–2009 v intencích jejich růstové intenzity. V práci je mimo jiné diskutováno o příčinách tohoto vývoje, ale hlavním cílem zůstává potvrzení nebo vyvrácení předpokladu o dosahování nákladové hospodárnosti a z toho vyplývající účinné (efektivní, rentabilní) transformaci vstupů na požadovaný výstup. V práci byly použity teoretické metody poznání (regresní modelování, abstrakce, indukce, dedukce), které vychází ze skutečnosti, že náklad může být definován jako v peněžích vyjádřená úhrada produkčních faktorů. Díky tomuto přístupu jsou uceleným způsobem prezentována konkrétní teoretická stanoviska autora práce o efektivnosti kalkulace kategorizovaných nákladů řepky.

Klíčová slova: řepka olejná, produkce, kalkulace, náklad, efektivnost

Summary

The diploma thesis includes economic analysis and subsequent synthesis of categorical development costs of rapeseed cultivation in the Czech Republic for the years 1992–2009 in terms of their growth intensity. In this paper work, among other things, is discussed the causes of this development, but the main objective remains in confirmation or refusal the assumption of achieving cost efficiency and the resulting effective transformation of inputs to the output. The paper used theoretical methods of knowledge (regression modeling, abstraction, induction, deduction), which relies on the fact that the cost can be defined as expressed in monetary compensation of production factors. This approach present in a coherent way a particular author's theoretical opinions on the effectiveness of work costing rapeseed.

Key words: rapeseed , production, calculation, cost, efficiency

Seznam použitých zkratk:

ACF – Autocorrelation function
ANOVA – Analysis of variance
ARIMA – Autoregressive integrated moving average
BLUE – Best linear unbiased estimator
BMNČ – Běžná metoda nejmenších čtverců
C_x – Cena jednotky výrobního vstupu
CN – Celkové náklady
CT – Celkové tržby
CZ-CPA, CE201 – Základní chemické látky, hnojiva a dusíkaté sloučeniny (cenový index)
CZ-NACE – Klasifikace ekonomických činností
ČHMÚ – Český hydrometeorologický ústav
ČSÚ – Český statistický úřad
ČSSR – Československá socialistická republika
DF – Dickey-Fuller test
DMNČ – Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců
DW – Durbin-Watson test
E_c – Nákladová pružnost
E_p – Produkční pružnost
EN – Externí náklady
EU – Evropská unie
FADN ČR – Farm accountancy data network Czech republic
FN – Fixní náklady
H₀ – Nulová hypotéza
IN – Interní náklady
IRF – Impulse-response function
I(E)V – Interní (externí) výnosy
jVN – Průměrné variabilní náklady
K – Draslíkatá hnojiva
LRM – Lineární regresní model
MC = MN – Marginal cost = Mezní náklady
MERO – Metylester řepkového oleje
MP – Marginal product
MR – Marginal revenue
MSE – Mean square error
MZE – Ministerstvo zemědělství
N – Dusíkatá hnojiva
PACF – Partial autocorrelation function
PHM – Pohonné hmoty
PRF – Population regression function
P_q = C_q – Cena jednotky produkce
P – Fosforečná hnojiva
Q – Množství produkce
Q_{bz} – Bod zvratu
RV – Rostlinná výroba
SAPS – Single Area Payment Scheme
SZIF – Státní zemědělský a intervenční fond
TOP-UP – National Additionally Payments
UZEI – Ústav zemědělské ekonomiky a informací
VAR – Vector autoregressive model
VPC – Vnitropodnikové ceny (ceny na úrovni kalkulovaných nákladů)
VUZT – Výzkumný ústav zemědělské techniky
VN – Variabilní náklady
X – Produkční faktor

OBSAH:

1 ÚVOD	3
2 CÍL PRÁCE	4
3 LITERÁRNÍ REŠERŠE	6
3.1 Technologie pěstování řepky ozimé	6
3.2 Ekonomická efektivnost při výrobě	7
3.3 Pojetí nákladů	8
3.4 Kategorizace nákladů	9
3.4.1 Druhové členění nákladů	9
3.4.2 Kalkulační členění nákladů.....	10
3.4.3 Členění nákladů dle závislosti na objemu prováděných výkonů	12
3.5 Kalkulace nákladů	14
3.5.1 Kalkulace úplných vlastních nákladů výkonu	14
3.5.2 Kalkulační techniky využívané v zemědělství.....	15
3.5.2.1 Kalkulace v rostlinné výrobě: řepka ozimá	16
3.5.2.2 Kalkulační vzorec v rostlinné výrobě: řepka ozimá	17
3.5.2.3 Rozvrhování režijních nákladů	17
3.5.3 Kalkulace neúplných nákladů výkonu	19
3.5.3.1 Analýza hrubého rozpětí a příspěvku na úhradu.....	19
3.5.3.2 Analýza bodu zvratu	20
3.6 Využití produkce	22
4 METODIKA	23
4.1 Datová základna	23
4.2 Produkční a nákladová funkce	25
4.3 Časové řady	26
4.3.1 Základní charakteristika časových řad.....	26
4.3.2 Analýza jednorozměrných časových řad	27
4.3.3 Kointegrační analýza nestacionárních časových řad	29
4.3.4 Analýza vícerozměrných časových řad	31

4.4 Regresní analýza	32
4.4.1 Metodologie ekonometrické analýzy	32
4.4.2 Metodologie odhadu parametrů lineárního regresního modelu	33
4.4.3 Strukturní a redukovaný tvar lineárního regresního modelu	35
5 VÝSLEDKY	36
5.1 Kalkulace celkových vlastních nákladů hlavního výkonu	36
5.1.1 Analýza struktury vlastních nákladů úseku činnosti.....	36
5.1.2 Analýza intenzifikačních nákladů.....	45
5.1.3 Produkčně-nákladová funkce místa vzniku nákladů.....	51
5.2 Vývoj průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene	57
5.3 Kalkulace neúplných nákladů výkonu.....	61
5.3.1 Analýza bodu zvratu	61
5.3.2 Analýza příspěvku na úhradu.....	64
5.3.3 Rentabilita výroby.....	65
6 DISKUSE	66
6.1 Vyhodnocení hypotéz o vývoji úplných nákladů výkonu.....	66
6.2 Vyhodnocení hypotézy o vývoji cen zemědělských výrobců	71
6.3 Vyhodnocení hypotéz o vývoji neúplných nákladů výkonu.....	73
6.4 Zhodnocení vývoje nákladovosti	75
7 ZÁVĚR.....	78
8 SEZNAM LITERATURY	81
9 PŘÍLOHY	83

1 ÚVOD

Odvětví může být chápáno jako skupina podniků nabízejících výrobky, které jsou blízkými substituty. Pěstování řepky ozimé (*Brassica napus, L.*) se uskutečňuje v rámci sektoru národního hospodářství „Zemědělství, lesnictví a rybářství“ (podle klasifikace odvětvových činností CZ-NACE, sekce A, 01.11 Pěstování obilovin (kromě rýže), luštěnin a olejnatých semen). Významné odvětví v rámci komoditní vertikály řepky je „Zpracovatelský průmysl“, tj. CZ-NACE, sekce C, potravinářské účely 10.41 Výroba olejů a tuků, krmivářské účely 10.91 Výroba průmyslových krmiv pro hospodářská zvířata, výroba bionafty (MEŘO) 20.14.1 Výroba bioethanolu (biolihu) pro pohon motorů a pro výrobu směsí a komponent paliv, v neposlední řadě farmaceutický průmysl 21 Výroba základních farmaceutických výrobků a farmaceutických přípravků.

Předmětem diplomové práce je analýza vývoje nákladových položek. Způsoby kalkulace úplných a neúplných nákladů jsou institucionálně doporučovány, jelikož vyhláška federálního ministerstva financí ČSSR č. 21/1990 Sb., o kalkulaci byla v roce 1991 zrušena zákonem o účetnictví, ve kterém není kalkulace obligatorně upravena. Posouzení vývoje nákladových položek řepky ozimé je do značné míry konfrontováno s vývojem ceny semene řepky na komoditní vertikále. Hlavním předpokladem, ze kterého se při konceptu této práce vychází je, že pokud jsou analýzy zpracovány na základě národohospodářských dat z databáze FADN ČR (zpracováno UZEI), reprezentující podniky s podvojným účetnictvím, které pěstují řepku ozimou v rámci odvětví výroby ČR v průměrných podmínkách a při průměrné intenzitě výroby (populace), tak musí být teoretické implikace, které jsou nad těmito daty prováděny do značné míry relevantní pro průměrný (hypotetický) podnik pěstující řepku v průměrných podmínkách a při průměrné intenzitě výroby, tzn. s průměrnou nákladovostí. To de facto v konečném důsledku znamená, že předkládaná diplomová práce zobecňuje prostřednictvím definovaných metod (viz. 4. kapitola o metodice) z již jednou zobecněného a zpětně logicky dedukuje na konkrétní, avšak blíže neurčené. Přínos práce je proto teoretický. Přidanou hodnotou mají být formulované hypotézy či z nich vyplývající syntetické teoretické informace o nákladové hospodárnosti a ekonomické efektivnosti (rentabilitě, účinnosti) dané činnosti, které by byly využitelné pro investory při investičním rozhodování.

2 CÍL PRÁCE

Hlavním cílem předkládané diplomové práce je kvantifikace a zejména zhodnocení dynamiky minulého vývoje (růstu) nákladových položek kalkulace řepky ozimé v ČR, které je reprezentováno daty nákladovosti zemědělské produkce u podniků s podvojným účetnictvím FADN ČR (zpracováno ÚZEI). Hlavním cílem je analyzovat vývoj a vzájemný vztah kategorizovaných položek struktury celkových vlastních hektarových nákladů úseku činnosti (Kč/ha), dále analyzovat v rámci dané kalkulace vývoj a vliv hektarových výnosů produkce (t/ha) a na základě zjištěných skutečností vyplývajících z těchto analýz dedukovat konkrétní teoretická stanoviska o vývoji vlastních nákladů semene řepky (Kč/t), nákladové hospodárnosti a rentabilitě pěstování. Záměrem je analyzovat nákladové veličiny jednak jako funkci času a jednak zprostředkovaně jako funkci relevantních produkčních vstupů v hektarových nákladech příslušného úseku činnosti, protože náklad je v penězích vyjádřena úhrada objemové spotřeby příslušného výrobního činitele. Syntéza výsledků práce a její systematičnost je funkcí abstraktního procesu poznání, jehož základem jsou teoretická východiska získaná studiem odborné literatury a zejména prováděné ad hoc analýzy nákladových veličin.

Hlavní cíl práce by měl být splněn prostřednictvím dosažení těchto dílčích cílů:

- (1) vysvětlení podstaty nákladové efektivnosti při výrobě, definování základních kategorií nákladů, kalkulačních technik, kalkulačních vzorců a způsobu kalkulace řepky ozimé;
- (2) analyzování vývoje struktury celkových hektarových nákladů kalkulované činnosti (Kč/ha);
- (3) analyzování efektivnosti intenzifikačních hektarových nákladů úseku činnosti
- (4) konstrukce produkčně-nákladového modelu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t);
- (5) modelování a prognóza vývoje průměrných měsíčních cen řepkového semene (Kč/t);
- (6) analyzování hypotetického bodu zvratu hektarových výnosů (t/ha);

- (7) odhad a analyzování vývoje příspěvku na úhradu fixních hektarových nákladů a tvorby zisku, analyzování rentability pěstování řepky;
- (8) zhodnocení vývoje nákladovosti pěstování řepky v odvětví ČR, identifikace důležitých vazeb závěrů jednotlivých analýz.

V rámci kalkulačního systému řepky ozimé (Kč/t, Kč/ha, t/ha) byla použita metodika regresní analýzy vývoje časových řad. Z výsledků analýz prováděných nad dostupnými daty nákladovosti zemědělské produkce u podniků s podvojným účetnictvím FADN ČR (zpracováno UZEI) jsou vyvozeny v rámci doporučeného způsobu kalkulace závěry o vývoji kategorizovaných položek nákladů produkce. Zhodnocení vývoje nákladovosti pěstování řepky v odvětví ČR za období 1992-2009 vychází z procesu ověření následujících hypotéz:

- (i) Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu podílu hektarových režijních nákladů daného úseku činnosti.
- (ii) Struktura intenzifikačních hektarových vstupů v přímých materiálových nákladech je v čase stabilní, tzn. předvídatelná.
- (iii) Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu přímo přiřaditelných provozních hektarových nákladů.
- (iv) Zvyšování nákladů intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech (hnojiva, osiva, prostředky ochrany rostlin) v Kč/ha je efektivní.
- (v) Mezi hektarovými výnosy (t/ha) a vlastními náklady semene řepky (Kč/t) existuje nepřímý simultánní vztah.
- (vi) Hodnototvorná funkce (růst) celkových vlastních hektarových nákladů úseku činnosti (Kč/ha) je v průměru za období 1992-2009 efektivní.
- (vii) Kvůli negativnímu vlivu počasí a jiných faktorů nebo kvůli rostoucí poptávce po řepkovém semeni se průměrná realizační cena tuny semene řepky v období 2004-2012 zvyšuje.
- (viii) Při hektarovém výnosu 2 t/ha semene řepky jsou v průměru uhrazeny hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti (Kč/ha).
- (ix) Výroba semene řepky je rentabilní (efektivní).

3 LITERÁRNÍ REŠERŠE

3.1 Technologie pěstování řepky ozimé

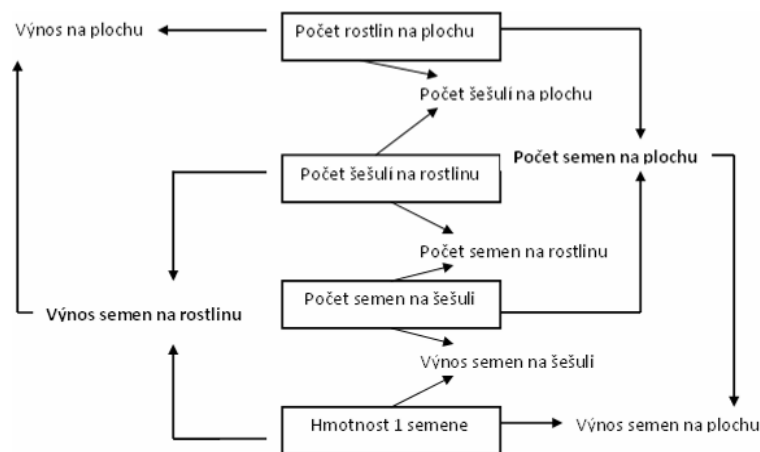
Řepka se pěstuje ve formě ozimé nebo jarní. Řepka ozimá se seje od poloviny do konce srpna zhruba 2,5 – 4 kg/ha a to v závislosti na výrobní oblasti, přičemž hlavní pěstitelská výměra řepky je v ČR v obilnářské a zejména v bramborářské oblasti, kvalitní výsevek a jeho termín ovlivňuje stav porostu před zimou, což ovlivňuje hektarový výnos. Řepka ozimá zvyšuje jako předplodina výnos obilovin. Pro pěstování řepky jsou nejvýhodnější průměrné roční teploty 6,8 – 8,1 °C s ročním srážkovým úhrnem 590 – 670 mm, ideální je nadmořská výška 400 – 600 m. Sklizeň řepky ozimé probíhá zhruba v 2. polovině července a hlavním plodem je dvouřadá šešule, která obsahuje cca. 15 – 20 tmavě nebo světle zbarvených semen s hmotností tisíce semen cca. 4,5 – 5,5 g. V minulosti nebyla v ČR řepka tak oblíbenou komoditou, díky genetice a šlechtění se však zhruba od 80. let 20. století (nárůst osevních ploch) stal řepkový olej důležitou součástí lidské výživy, významným bílkovinným krmivem v živočišné výrobě a surovinou pro výrobu metylesteru řepkového oleje. Víceméně všechny odrůdy řepky ozimé, které se u nás v současné době pěstují, jsou typu „00“, tento typ řepky má snížený obsah kyseliny erukové do 2 % a snížený obsah glukosinolátů (čpavé sirné sloučeniny s obsahem kyanu) na úroveň do 25 µmol/g semene. (PULKRÁBEK, CAPOUCHOVÁ, HAMOUZ a kol., 2006),

„Příliš vysoká intenzita pěstování může v méně příznivých podmínkách znamenat malou efektivitu využití velkého počtu vstupů a následně pak vytvoření ztráty při výrobě řepky. Naopak, extenzivní pěstování může vést k nedodržení pěstitelské technologie a důsledkem pak bývá výnosová ztráta a následně nízké tržby za produkci.“ (BARANYK, FÁBRY a kol., 2007, s. 169)

Při pěstování řepky ozimé je pro vznik podnikových nákladů, jako takových rozhodující způsob jakým je realizován výrobní proces. Standardizovaná podoba technologie pěstování, výrobních normativů, resp. jednotlivých doporučených operací a materiálových požadavků je vypracována výzkumným ústavem zemědělské techniky. Důsledkem příslušné technologie pěstování je potom produkční výnos, který je dán tzv. „*primárními prvky výnosu*“, tj. hmotností 1 semene, počtem semen na šešuli, počtem

šešulí na rostlinu, počtem rostlin na plochu. Modelový technologický postup pěstování řepky ozimé podle VÚZT, který vychází z průměrných podmínek a intenzity výroby je uveden v rámci přílohy č. I. Někteří autoři jako např. BARANYK, FÁBRY a kol. (2007), KAVKA a kol. (2006), popisují technologický proces výroby, včetně normativů mnohem podrobněji, pro účely této práce je však dostačující vymezení technologického procesu výroby dle VÚZT. Důsledek vynakládaných nákladů, v podobě produkčního výnosu, je podrobně zachycen na níže uvedeném obrázku č. 1.

Obrázek č. 1: Výnosová struktura řepky ozimé



Zdroj: PULKRÁBEK, CAPOUCHOVÁ, HAMOUZ a kol. 2006

3.2 Ekonomická efektivnost při výrobě

Manažerské (vnitropodnikové) účetnictví má za cíl jednak zkoumat dílčí faktory zvyšování ekonomické efektivnosti a jednak měřit celkovou ekonomickou efektivnost, kterou se v nejobecnější rovině rozumí schopnost podniku zhodnotit zdroje vložené do podnikání. Míra ekonomické efektivnosti lze obecně kvantifikovat jako: (výstup / vstup). (KRÁL a kol., 2008)

Komplexnější vymezení ekonomické efektivnosti, než je výše uvedené zjednodušené pojetí uvádí ČECHURA (2009, s. 11): „*Ekonomicky efektivní firma, jejímž cílem je maximalizace zisku, musí být technicky efektivní, inputově a outputově alokačně efektivní a efektivní z rozsahu. Firma tedy musí vyrábět maximální množství výstupů z daných*

vstupů, správně kombinovat vstupy a výstupy vzhledem k jejich cenám a rovněž vyrábět optimální rozsah produkce.“

V zemědělské výrobě je důležité intenzifikovat, na tuto skutečnost poukazuje TVRDOŇ (2010), když se hovoří o reverzibilitě faktorů v tzv. „1. neracionálním stádiu výroby“. Jedná se o záměnu proměnlivého a stálého faktoru, kdy podnik rovnoměrně aplikující 300 kg čistých živin na 3 ha získá menší produkci, než kdyby intenzifikoval a aplikovat 300 kg živin na 1 ha, tzn., že omezením rozsahu stálého faktoru (hektarová výměra) při aplikaci disponibilního množství živin je obecně možné realizovat vyšší produkční výnos, a to až do té doby, než začnou jednotkové přírůstky proměnlivého faktoru přinášet pořád menší přírůstky produkce. Množství produkce řepky olejky, resp. hektarové výměry, je tak pro jednu firmu optimální v tzv. „2. racionálním stádiu výroby“, tj. při klesající produktivitě proměnlivých faktorů a zároveň při plném využití stálých výrobních faktorů (obecně se hovoří o klesajících výnosech z rozsahu /produkce).

3.3 Pojetí nákladů

V obecné rovině vyjadřuje náklad v peněžních jednotkách zachycenou spotřebu (úhradu) výrobních vstupů za účelem vytvoření požadovaného výstupu. Z hlediska seskupování nákladů v podniku se rozlišují náklady finančního a vnitropodnikového účetnictví. Ve finančním účetnictví se náklady chápou jako úbytek ekonomického prospěchu, který vede ke snížení vlastního kapitálu, proto musí být náklady účelné, přiměřené a racionální. Vnitropodnikové účetnictví zachycuje proces prosté (rozšířené) reprodukce účelově vynakládaných zdrojů (materiálů, práce, půdy, energie, finančního kapitálu, hmotného dlouhodobého kapitálu, atd.) z hlediska kalkulovaných výkonů (činností, výrobků, služeb). Manažerské účetnictví je podkladem pro podrobnější analýzu výrobního procesu, nákladů, výnosů a výsledku hospodaření příslušného kalkulačního úseku („*profit center*“, hospodářské středisko), který je v rámci organizační a řídicí struktury daného podniku nositelem různých nákladových a výnosových titulů. V rámci hospodářského střediska se vytváří ještě tzv. nákladová střediska („*costs centers*“), která jsou řízena pouze podle nákladů a režijních rozpočtů. Několik nákladových středisek obvykle vytváří středisko hospodářské. Výkony, které si střediska předávají, musí být

ocenitelné. Ve vnitropodnikovém účetnictví se náklady seskupují z hlediska účelnosti jejich vynaložení. V okruhu finančního účetnictví se namísto účelového členění nákladů uplatňuje převážně druhové členění. Důležité je z hlediska finančního účetnictví rozlišit náklady od výdajů, protože výdaje nic neříkají o okamžiku spotřeby zdrojů. Výdaje jsou pouze úbytkem peněžních prostředků (cash flow). (SYNEK a kol., 2009)

3.4 Kategorizace nákladů

Náklady plní v podniku informační funkci. Aby se náklady mohly řídit a hodnotit, tak se třídí do účelových množin se specifickými znaky. „Členění nákladů musí být vyvoláno účelovou potřebou a vztahem k řešení určitého problému.“ (NOVÁK, 1997)

3.4.1 Druhové členění nákladů

„Druhové členění nákladů vychází ze spotřebovaných výrobních faktorů, které mají podobné znaky a jsou vyjádřeny v peněžních jednotkách.“ Náklady lze rozdělit do skupin: a) provozní, b) finanční, c) mimořádné náklady. (MACÍK, 1994)

Z tohoto hlediska se náklady podniku člení také na „prvotní a druhotné náklady“. Prvotní (externí) náklady jsou obrazem účelové spotřeby zdrojů (výrobků, práce, služeb), vytvořených ve vnějším okolí podniku jinými ekonomickými subjekty, přičemž nositelem těchto nákladů je konkrétní středisko, které v podniku produkuje příslušný výkon (výrobek, službu). Externí náklady jsou zachycovány v účetnictví v účtové třídě 5–Náklady. Druhotné (interní) náklady představují užití výkonů (meziprodukce, činností) vlastní výroby v rámci změny stavu zásob vlastní činnosti, což odráží spotřebu zdrojů vytvořených uvnitř podniku. Meziproduct přenáší v minulosti již jednou vynaložené prvotní náklady příslušného hospodářského střediska do jiného kalkulačního úseku činnosti, za účelem vyprodukování finálních výkonů. Součet EN+IN představuje skutečné vlastní náklady výkonu. Finální produkce je oceněna hned, jak je vytvořena a to ve VPC na bázi plánových nebo výsledných kalkulací z minulého období ve prospěch IV. S vytvořením a spotřebou vlastní produkce v rámci změny stavu zásob souvisí pojmy, které definují stupeň obratu (potenciální EV, položka snižující IV, položka snižující EV). V případě, že VPC neodpovídají skutečně kalkulovaným nákladům výkonu je nutné tento rozdíl doučtovat a k rozvahovému dni rovněž aktualizovat VPC. (VALDER, 2009)

Za základní prvotní nákladové druhy se považují, (POLÁČKOVÁ a kol., 2010):

- spotřeba materiálu,
- spotřeba a použití externích prací a služeb, např. přepravné, nájemné, energie, práce a služby spojené s opravami a udržováním majetku,
- mzdové a ostatní osobní náklady, včetně sociálního a zdravotního pojištění,
- odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku (účetní odpisy),
- finanční náklady, jako např. úroky, bankovní výlohy, náklady spojené se získáním bankovních záruk apod.

Druhotné náklady se člení na, (POLÁČKOVÁ a kol., 2010):

- spotřebu výrobků vlastní výroby,
- náklady z vnitropodnikového styku jednotlivých útvarů v rámci podnikatelského subjektu,
- režijní náklady.

3.4.2 Kalkulační členění nákladů

Ve své podstatě se jedná o účelové členění nákladů, při kterém jsou náklady tříděny podle místa vzniku a odpovědnosti vnitropodnikových útvarů. Jsou stanoveny kalkulace, rozpočty, normy a normativy, čímž je umožněna následná kontrola hospodárnosti příslušného podnikového útvaru, tj. tzv. „*controlling*“. Pod *controllingem* je však třeba vidět převážně řízení podniku (účetnictví orientované na rozhodování), je to nástroj řízení, který podporuje rozhodování podnikového vedení a řídicích pracovníků. Při kontrole (řízení) se porovnávají plánované (předpokládané) a skutečné hodnoty nákladů. Vedení podniku na základě zjištěných odchylek volí korektivní opatření, aby bylo dosaženo stanovených cílů. Úlohy *controllingu* tedy jsou: a) plánování (stanovení cílů podniku), b) kontrola (porovnání plánovaných a skutečných hodnot a analýza odchylek), c) řízení, tzn. provádění opravných opatření. (MACÍK, 1994)

Postupy, kterými se kalkulují celkové náklady na daný výkon (činnost) se nazývají „*kalkulační vzorce*“ a existují v oblastech a) hlavní, b) pomocné, c) režijní činnosti. Pojem výkon může znamenat buď činnost jako takovou nebo i konečný výsledek činnosti. Podle přičitatelnosti nákladů ke sledovaným výkonům se náklady třídí do dvou skupin, (KRÁL a kol., 2008):

- a) technologické náklady, které souvisí přímo úměrně s jednotkou dílčího výkonu, tj. s konkrétním výkonem v rámci souhrnného technologického procesu, tzv. „jednicové náklady“, informačním nástrojem jejich řízení je „kalkulace“
- b) technologické náklady, které souvisí s technologickým procesem jako celkem, tj. se všemi konkrétními výkony a celým souhrnným výrobním procesem, tzv. „režijní náklady“, informačním nástrojem jejich řízení je „rozpočet“

Z hlediska kalkulace jednotlivých výkonů jsou náklady podniku charakterizovány jako: (POLÁČKOVÁ a kol., 2010)

- přímé náklady, které se ve výsledných kalkulacích vlastních nákladů zjišťují přímo na kalkulovaný výkon ve skutečné výši vykázané v účetnictví. V předběžných kalkulacích se stanoví podle plánované spotřeby materiálu a práce (např. s použitím dostupných norem přímo na kalkulovaný výkon),
- nepřímé náklady, které se zjišťují (stanoví) ve výsledné a předběžné kalkulaci vlastních nákladů pomocí doporučené rozvrhové základny pro jejich rozvrh k jednotlivým výkonům, podnikatelským subjektem stanovené rozvrhové základny. Protože každé rozvrhování nepřímých nákladů znamená určitou nepřesnost, mělo by být snahou při kalkulaci vlastních nákladů umístit co nejvíce nákladových položek k přímým nákladům.
- nekalkulovatelné náklady, které nejsou nutné k zajištění výroby jednotlivých výkonů, např. prodaný materiál, opravné položky, rezervy, fin. majetek

V zemědělských podnicích se běžně používá rozčlenění režijních nákladů podle jednotlivých odvětví (např. výrobní režie RV, výrobní režie ŽV), podle organizačních jednotek (např. středisková režie) a kalkulace celopodnikových nákladů (správní režie), pro které lze stanovit různé rozvrhové základny. (POLÁČKOVÁ a kol., 2010)

Náklady pomocných provozů, které úzce souvisí s jednotkou výkonu, jsou např. provoz traktorů, sklízecích mlátiček, nákladních automobilů, dílen, provozů na úpravu výrobků, na hnojení statkovými hnojivy. Druhou výraznou skupinou jsou „náklady nevýrobní činnosti“, zejména náklady na odbyt, správu, zásobování. Podle způsobu přiřazení nákladů na kalkulační jednici rozeznáváme dvě hlavní skupiny nákladů – přímé,

keré přímo souvisejí s určitým druhem výkonu, a nepřímé, které souvisejí s více druhy výkonů a zabezpečují výrobu jako celek. Je jasné, že do přímých nákladů patří náklady jednicové a část režijních nákladů, která s určitým výrobkem přímo souvisí. Do nepřímých nákladů patří ty režijní náklady, kterou jsou společné více druhům výrobků. Do přímého materiálu patří zejména hnojiva, prostředky ochrany rostlin, osiva, pohonné hmoty, pomocný a ostatní materiál, výrobní obaly. Do přímých mezd patří zejména základní mzdy (úkolové, časové), příplatky a doplatky ke mzdě a prémie a odměny výrobních dělníků přímo související s kalkulovanými výkony. Do ostatních přímých nákladů patří zejména technologické palivo a energie, odpisy, opravy a udržování, příspěvky na sociální zabezpečení, ztráty ze zmetků a vadné výroby. Do výrobní režie patří zejména režijní mzdy, opotřebení nástrojů, odpisy hmotného investičního majetku, spotřeba energie, náklady na opravy, náklady na technický rozvoj, režijní materiál. Do správní režie patří zejména odpisy správních budov, platy řídicích pracovníků, poštovné a telefonní poplatky a pojištění. Do odbytových nákladů patří zejména náklady na skladování (kalkulují se zvlášť), propagaci, prodej a expedici výrobků. *„Režijní náklady jsou jedním z hlavních zdrojů ke snižování celkových nákladů, tím vede jejich řízení k růstu hospodárnosti.“* (SYNEK a kol., 2009)

3.4.3 Členění nákladů dle závislosti na objemu prováděných výkonů

Důležitým faktorem, který má vliv na průběh nákladů je objem výkonů, resp. využití výrobní kapacity a velikost podniku (v případě pěstování řepky velikost hektarové výměry). Část nákladů se mění se změnou objemu výkonů, část jich zůstává nezměněna nebo se mění skokem v určitých intervalech změn objemu výkonu. Proměnlivé složky nákladů se nazývají variabilní náklady (VN). Náklady, které se celkově nebo v určitých intervalech změn objemu výkonů nemění, se nazývají fixní náklady (FN). Fixní náklady jsou nezávislé na stupni využití výrobní kapacity nebo objemu výkonů (hektarového výnosu). Mění se jen se změnami rozsahu výrobních kapacit (hektarové výměry), tj. při jejich rozšiřování nebo snižování. Variabilní náklady jsou závislé na objemu výkonů a mění se změnou objemu produkce. (MACÍK, 1994)

Celkové náklady jsou dány součtem variabilních a fixních nákladů. Dále se rozlišují náklady na jednotku výkonu, tj. „*průměrné náklady*“, průměrné variabilní náklady (většinou dány technickohospodářskou normou), průměrné fixní náklady a mezní (marginální) náklady, které vyjadřují přírůstek nákladů vyvolaný zvýšením množství produkce o jednotku. V neposlední řadě se rozlišují absolutně fixní a intervalově fixní náklady. Fixní náklady jako takové jsou tzv. „*kapacitní náklady*“, vyvolané potřebou zajištění podmínek pro efektivní průběh reprodukčního procesu. (KRÁL a kol., 2008)

Fixní náklady jsou vyvolány nutností zabezpečit chod podniku (provozní pohotovost, výrobní kapacitu podniku jako celku, např. vklad nedělitelného stoje). „*Fixní náklady se nemění plynule, ale najednou, skokem a to zejména v dlouhém období.*“ Do fixních nákladů patří velká část režii, např. odpisy strojů a budov, mzdy správních a technickohospodářských pracovníků, nájemné, daň z nemovitosti, pojištění, úroky z půjček, leasingové poplatky, náklady na počítačové vybavení, náklady na školení a vzdělávání pracovníků, bezpečnostní služba. „*Fixní náklady tak vznikají, i když se nic nevyrobí.*“ Důležité je, že zisk z jednotky produkce se díky specifčnosti fixních nákladů nevyvíjí lineárně, ale zpravidla s rostoucím objemem výroby roste, to se děje díky tzv. „*efektu degrese fixních nákladů*“, kdy s růstem objemu výroby klesají průměrné fixní náklady na jednotku produkce. Variabilní náklady naproti tomu zpravidla s růstem objemu výroby rostou lineárně, resp. jsou průměrné variabilní náklady na jednotku produkce konstantní. Do variabilních nákladů patří jednicový materiál, resp. spotřeba materiálu jako např. hnojiva, pesticidy, osivo, PHM, dále jednicové mzdy (např. mzdy traktoristů), ostatní jednicové náklady (např. spotřeba služeb a pojištění) a část nákladů režijních. Jednicové náklady se zpravidla v plném rozsahu zařadí do nákladů variabilních, správní režie do nákladů fixních, ostatní režijní náklady však musí být rozděleny na část fixní a část variabilní. (SYNEK a kol., 2009)

Příkladem fixních nákladů jsou odpisy, nájemné, různé poplatky, pojistné, mzdy a k nim příslušející ostatní osobní náklady některých pracovníků obsluhy, údržby nebo správy, také administrativní náklady. Existují fixní náklady vzniklé v souvislosti s řízením vztahů podniku k okolí, zejména náklady na vedení účetnictví za podnik jako celek, finanční náklady (daně, pojištění, úroky, poplatky), část mzdových nákladů vedení a správy podniku. Dále pak fixní náklady kalkulačních úseků v souvislosti s řízením

vztahů uvnitř jednotek a v neposlední řadě fixní náklady jednotlivých skupin výrobků a jednotlivých výrobků. (MACÍK, 1994 ; PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

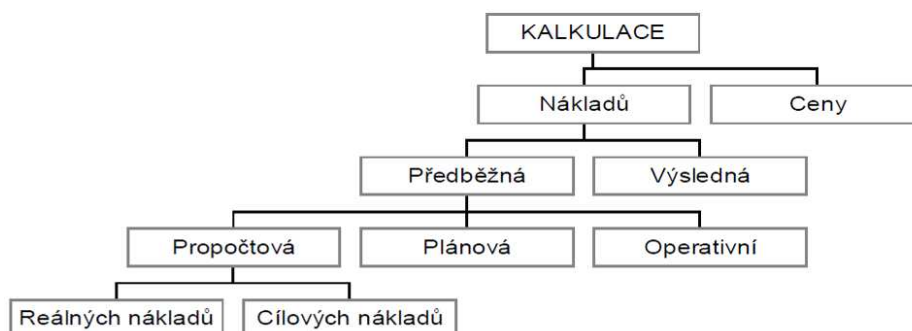
3.5 Kalkulace nákladů

Kalkulace nákladů je písemný přehled jednotlivých složek nákladů a jejich úhrn na kalkulační jednici. Jednotlivé složky nákladů se vyčíslují v kalkulačních položkách v rámci kalkulačního vzorce. Kalkulační vzorec je vlastně vzorcem kalkulace ceny jednotky výkonu (náklady + zisk = cena). (SYNEK a kol., 2009)

3.5.1 Kalkulace úplných vlastních nákladů výkonu

Kalkulační metodou se rozumí způsob zjištění vlastních nákladů kalkulační jednice. Kalkulační jednicí se rozumí výkon určitého druhu, popř. i jakosti, objemově vymezený určitou, obvykle naturální měrnou jednotkou výkonu, na který se zjišťují vlastní náklady. Úkolem kalkulace je rozdělit náklady určitého výkonu na stanovené kalkulační jednice. Základní cíl kalkulace je stanovit náklady na jednotku výkonu. Nejdříve je nutné vypočítat celkové náklady na výkon (činnost), resp. na 1 ha sklizňových ploch a potom podle stanovených postupů pro zemědělskou praxi zjistit náklady na 1 tunu semene. V podnicích se sestavují různé typy kalkulací a to v závislosti na sledovaném účelu. Někdy se proto hovoří o celém kalkulačním systému, jakožto soustavě všech používaných kalkulací a vztahů mezi nimi, jak ukazuje obrázek č. 2. (NOVÁK,1997)

Obrázek č. 2: Kalkulační systém



Zdroj: KRÁL a kol. 2008

Pakliže podnik realizuje své výkony (výsledky transformačního procesu) dosahuje tržeb (obratů), prostřednictvím nichž „*dochází k (rozšířené) reprodukci účelně vynaložených výrobních činitelů*“. Veškeré účelově spotřebované zdroje jsou v rámci konkrétního kalkulačního úseku alokovány (kalkulovány) na příslušné produkty. Výkony jsou de facto nositelem nákladové, resp. „*substanční*“ hodnoty prováděných činností v jednotlivých provozních jednotkách. V této souvislosti je možné náklad definovat jako „*vyjádření úhrady produkčních faktorů*“, tj. hospodářských prostředků vynaložených v transformačním procesu výroby. Např. SYNEK a kol. (2009) hovoří o reprodukčním procesu aktiv jako o „*substančním zachování kapitálu*“.

3.5.2 Kalkulační techniky využívané v zemědělství

Jedná se o postupy, kterými se zjišťují náklady na jednotku výkonu, tj. na 1 tunu semene, z původně zjištěných úplných vlastních nákladů kalkulačního úseku činnosti, tj. nákladů na hektar sklizňových ploch řepky. Rozhodujícím faktorem určujícím metodu kalkulace je hromadnost a technologie výroby. (MACÍK, 1994)

Používají se následující metody kalkulace: „*Metoda dělením*“ – pokud u příslušného výkonu vzniká pouze jeden výrobek (homogenní produkce), tzv. „*nesdružená výroba*“. Úplné vlastní náklady výkonu se dělí celkovým vyrobeným množstvím. „*Metoda odčítací (zůstatková)*“ – metoda sdružených výkonů, tzn., že u konkrétního výkonu vzniká hlavní produkt, vedlejší produkt a eventuálně využitelný odpad. Náklady vedlejšího produktu jsou přidruženy k hlavnímu výrobku. U odčítací metody je předmětem kalkulace pouze jeden hlavní výrobek. Žádoucí je dopředu ocenit vedlejší produkty (tržní hodnotou), odečíst tyto náklady od celkových nákladů výroby hlavního výrobku a dělit celkovým množstvím hlavního výrobku, tj. $PNH = NH/nh$, kde PNH – průměrné náklady hlavního výrobku, nh – množství hlavního výrobku, NH – vlastní náklady na hlavní výrobek $NH = CN - (N_1 + N_2 + \dots + N_n) - NP$, kde CN – celkové náklady výroby, N_1, N_2, \dots, N_n – prodejní ceny (tržní hodnoty) vedlejších výrobků, NP – náklady spojené s prodejem vedlejších výrobků. V případě, že všechny sdružené výrobky mají rovnocenný charakter, není možné říci, který produkt je hlavní a které vedlejší uplatňuje se tzv. „*rozčítací metoda*“, kdy se jednotlivým produktům musí, co

nejobjektivněji přidělit procenta rozhodných nákladů z celkových nákladů výkonu a pak se dělí takto vzniklé náklady množstvím příslušného výrobku. Při této metodě se uplatňuje ve velké míře subjektivní rozhodování zpracovatele kalkulace. Snaha objektivizovat rozhodnou míru nákladů jednotlivých produktů sdružené výroby, vedla v zemědělství k vypracování doporučené metodiky kalkulací nákladů. (MACÍK, 1994 ; PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

3.5.2.1 Kalkulace v rostlinné výrobě: řepka ozimá

Osevní plochou se rozumí plocha, kterou zaujímá řepka ozimá na podzim, po ukončení setí a z níž se očekává sklizeň. Sklizňovou plochou se rozumí plocha, z níž byla provedena sklizeň, může být menší než osevní plocha. Náklady na 1 ha se zjišťují metodou dělením celkových nákladů na výkon celkovou sklizňovou plochou daného výrobního úseku. Z nákladů na 1 ha lze pomocí hektarového výnosu vypočítat náklady na 1 t semene řepky. Do nákladů plodiny patří náklady na pěstování (včetně podmítky půdy a nákladů na sklizeň a posklizňovou úpravu), uložení plodiny do skladu, event. náklady spojené s prodejem (odvoz odběrateli). Do nákladů na příslušný výkon nepatří zejména náklady na skladování, manipulaci ve skladu a odvoz ze skladu na místo spotřeby nebo prodeje. Má existovat samostatný kalkulovatelný výkon „skladování“, u kterého by měl být kalkulační jednicí 1 den skladování. Náklady na skladování by neměly být součástí výrobní režie. V nákladech se uvádějí také náklady na úpravu a uskladnění semene, včetně čištění, pytlování a odvoz do skladu, příp. na místo spotřeby. Způsob kalkulace nákladů skladování může významně ovlivnit mezipodnikovou srovnatelnost vlastních nákladů na 1 tunu produkce. Sklady produktů jsou teoreticky samostatnou účetní entitou. Do nákladů na řepku se započítávají náklady na jejich pěstování, včetně nákladů na pěstování osiv. Kalkulační jednicí je 1 t semene a použije se kalkulační metoda dělením. V případě že je sláma olejnin využívána pro další výrobu, např. bioenergie, použije se rozčítací kalkulační metoda, kde „*poměr semene a slámy bude činit 90:10*“. Je-li sláma realizována, ocení se tržní cenou, která nebude ovlivňovat vlastní náklady na 1 t zrna, ale ve výnosech ovlivní rentabilitu pěstování olejnin. (POLÁČKOVÁ a kol., 2010)

3.5.2.2 Kalkulační vzorec v rostlinné výrobě: řepka ozimá

Doporučený kalkulační vzorec pro rostlinnou výrobu ÚZEI je uveden níže v tabulce č. 1. Obsah jednotlivých agregovaných položek kalkulačního vzorce je podrobně uveden v rámci přílohy č. II. Kalkulační vzorce pomocných činností, výrobní a správní režie jsou uvedeny v rámci přílohy č. III.

Tabulka č. 1: Kalkulační vzorec v rostlinné výrobě

Položky kalkulačního vzorce	Návaznost na účtové skupiny a syntetické účty účtového rozvrhu
1 Nakoupená osiva a sadba	501
2 Vlastní osiva a sadba	613 MD
3 Nakoupená (průmyslová) hnojiva	501
4 Vlastní (organická) hnojiva	613 MD
5 Prostředky ochrany rostlin	501
6 Ostatní přímý materiál	501 a 613 MD
7 Ostatní přímé náklady a služby	502, 503, 555, 562 a účty skupiny 51, 53, 54
8 Pracovní (mzdové a osobní) náklady celkem	účty skupiny 52
9 Odpisy dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku	551
10 Náklady pomocných činností (vlastních mechanizačních prostředků a opravy a udržování)	náklady vnitropodnikového účetnictví
11 Výrobní režie	náklady vnitropodnikového účetnictví
12 Správní režie	náklady vnitropodnikového účetnictví
13 Náklady celkem	položka 1 až 12

Zdroj: POLÁČKOVÁ a kol. 2010, NOVÁK 1997

3.5.2.3 Rozvrhování režijních nákladů

Přímé náklady jsou dány explicitně z účetní evidence, resp. buď z nákladového účetního okruhu, nebo z analytických nákladových účtů finančního účetnictví a není nutné je rozvrhovat na jednotlivé výkony. Nepřímé náklady, zejména druhotné náklady (náklady pomocných úseků činnosti), výrobní režie, správní režie, odbytová režie, se

musí analyticky evidovat v samostatném účetním okruhu a do kalkulačního vzorce příslušného úseku činnosti vypočítat pomocí speciálních rozvrhovacích metod nepřímých nákladů. Jak uvádí VALDER, (2009), tyto náklady, které jsou společné pro více úseků činnosti, resp. režijní náklady, které jsou společné pro celý podnik, se v průběhu roku obrátově kumulují na speciálních „*uspořádacích účtech*“, ze kterých jsou následně na konci účetního období, dle níže uvedené techniky, rozvrhovány na věcně odpovídající kalkulační účty daných výkonů. „*Rozvrhová základna*“ vyjadřuje celkový rozsah prováděných výkonů, což znamená, že je možné vyčíslit podíl každého kalkulačního úseku na vzniku této rozvrhové základny. „*Rozvrhový koeficient*“ – $k_r = RNN/RZ$, kde RNN – rozvrhovaný nepřímý náklad, RZ – rozvrhová základna, někdy označovaný jako koeficient režie, je poměr mezi nepřímým rozvrhovaným nákladem a rozvrhovou základnou. Rozvrhový koeficient udává kolik Kč rozvrhovaných nepřímých nákladů připadá na 1 Kč naturální nebo peněžní rozvrhové základny. Zejména pro rozvrhování režijních nákladů, kdy neexistuje fyzická jednotka (náklady poměrně nepřipočítatelné), se používá „*přirážková kalkulace*“, která využívá peněžní základnu (jako souhrn jedné z položek kalkulačního vzorce), jenž reprezentuje rozsah činnosti vyvolávající nepřímé náklady. Rozvrhovou základnou v tomto smyslu mohou být např. přímé mzdy, přímý materiál, součet přímých mezd a materiálu, všechny přímé náklady. V některých případech může být tato rozvrhová základna režijních nákladů také ve fyzických jednotkách. U nepřímých nákladů poměrně připočítatelných (přímo souvisejících s jednotkou výkonu) je naopak většinou rozvrhová základna ve skutečně existujících fyzických jednotkách, ale v některých případech může být také v peněžních jednotkách. Důležitá je zejména „*příčná souvislosti mezi rozvrhovaným nepřímým nákladem a rozvrhovou základnou*“, tj. veličinou reprezentující celkový rozsah prováděných výkonů. „*Podíl nepřímého rozvrhovaného nákladu*“ je pak získán tak, že se podíl kalkulačního úseku na vzniku rozvrhové základny vynásobí rozvrhovým koeficientem. U výroby řepkového semene, tzv. „*homogenní výroba*“, se uplatňuje „*kalkulace dělením*“ – rozvrhovaný nepřímý náklad se dělí celkovým kalkulovaným množstvím příslušného výkonu. (MACÍK, 1994 ; PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

3.5.3 Kalkulace neúplných nákladů výkonu

Mimo jiné se hovoří také o neabsorpčních, dynamických nebo „*direct costing*“ kalkulacích, které nezapočítávají veškeré náklady na výkon. Výhodou takových kalkulací je zejména jednoduchost sestavení, protože výnosy, přímé a/nebo variabilní náklady jsou dobře zjištělné z finančního účetnictví. (PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

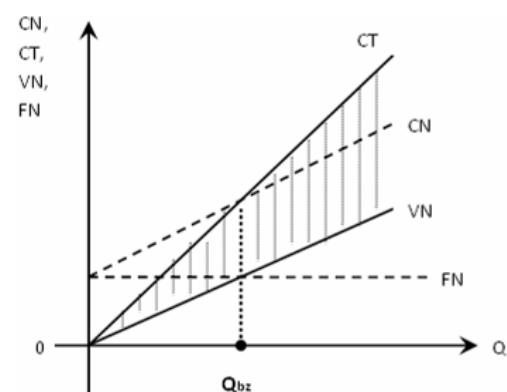
3.5.3.1 Analýza hrubého rozpětí a příspěvku na úhradu

Nejčastěji se na kalkulační úsek činnosti a/nebo jednotku produkce účelně stanovují buď pouze přímé, nebo pouze variabilní náklady. Obecně jsou přímé náklady vždy variabilní, nepřímé náklady mohou být obecně variabilní a/nebo fixní. Variabilní náklady obecně obsahují přímé jednicové náklady a variabilní složku režie. „*Kalkulace celkového hrubého rozpětí*“ je rozdíl mezi celkovými výnosy výkonu a celkovou výší přímých nákladů výkonu. Celkové hrubé rozpětí proto obsahuje celkovou výši nepřímých nákladů a celkový zisk činnosti. „*Kalkulace hrubého rozpětí z jednotky výkonu*“ je rozdíl mezi tržní cenou jednotky výkonu a přímými náklady na jednotku výkonu. Hrubé rozpětí z jednotky produkce proto obsahuje nepřímé náklady na jednotku výkonu a zisk z jednotky výkonu. (PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

„*Kalkulace celkového příspěvku na úhradu*“, tzv. „*Gross margin*“, je rozdíl mezi celkovými výnosy, resp. tržbami výkonu a celkovými variabilními náklady výkonu, jak je zachyceno na obrázku č. 3. Jedná se o příspěvek na úhradu celkových fixních nákladů a tvorbu celkového zisku. Za předpokladu: $jVN = \text{konst.}$, $FN = \text{konst.}$, $P_q = \text{konst.}$, $P_q > jVN$, je možné analyzovat rozdíl mezi celkovými výnosy, resp. tržbami a variabilními náklady. Jak uvádí PETEROVÁ a ŽÍDKOVÁ, (2002) „*Celkový příspěvek na úhradu při rostoucím objemu výroby lineárně narůstá a postupně mění svůj obsah.*“. Pokud je $Q_s < Q_{bz}$, tak příspěvek na úhradu obsahuje pouze část fixních nákladů. Pokud se vyrábí přesně na úrovni bodu zvratu, tj. $Q_s = Q_{bz}$, tak výnosy přesně uhrazují fixní i variabilní náklady a obsahem příspěvku na úhradu jsou všechny fixní náklady, $PÚ=FN$. Pokud je $Q_s > Q_{bz}$, tak příspěvek na úhradu obsahuje (uhrazuje) celkové fixní náklady a také zisk. Nutné je jednoznačně specifikovat, co je obsahem výnosů. Výnosy mohou

reprezentovat např. celkové tržby úseku činnosti jako na obrázku č. 3. Podíl příspěvku na úhradu na tržbách kalkulovaného výkonu se nazývá tzv. „*hrubá rentabilita*“. „*Kalkulace jednotkového příspěvku na úhradu*“ je rozdíl mezi tržní cenou jednotky výkonu a variabilními náklady na jednotku výkonu. Jednotkový příspěvek na úhradu se podílí na úhradě průměrných fixních nákladů a tvorbě zisku z jednotky výkonu. Pokud se nemění technologické podmínky a cena, je jednotkový příspěvek na úhradu konstantní při jakémkoliv rozsahu výroby. (PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

Obrázek č. 3: Analýza příspěvku na úhradu



$$CT = Q \cdot P_q, VN = jVN \cdot Q$$

$$PÚ = CT - VN$$

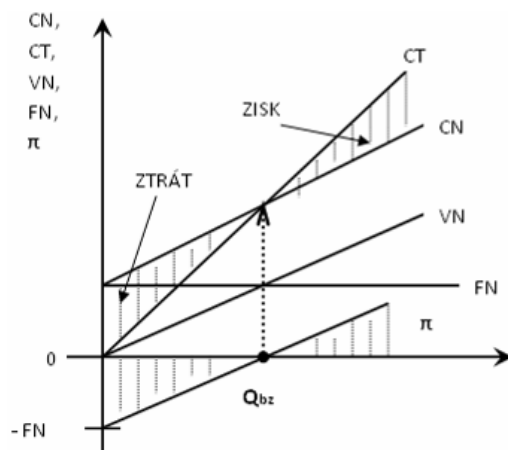
Zdroj: vlastní zpracování

3.5.3.2 Analýza bodu zvratu

Analýza bodu zvratu, která je zachycena na obrázku č. 4, je nazývána jako „*Break Even Analysis*“ nebo „*Cost-Volume-Profit Analysis*“. V rámci této analýzy se zkoumá na základě plánovaného objemu výroby vzájemný vztah mezi předpokládanými výnosy, resp. tržbami a náklady a z toho vyplývajícího zisku. Podobně jako u analýzy příspěvku na úhradu, předpokládá analýza bodu zvratu, že se v podnicích odděleně evidují variabilní a fixní náklady kalkulovaného výkonu. Účelem analýzy je mimo jiné určit tzv. „*bod zvratu*“, resp. „*break even point*“, ve kterém se vyrovnávají celkové výnosy, resp. tržby s celkovými náklady příslušného kalkulačního úseku. Výši dosahovaného zisku lze vypočítat (odhadovat) zejména na základě vlivu změn vyráběného a prodávaného množství výkonů, změny prodejní ceny a v neposlední řadě na základě změn variabilních

a fixních nákladů. Jelikož je účetní zisk definován jako rozdíl mezi celkovými výnosy, resp. tržbami a celkovými náklady dané činnosti, tzn. funkce zisku je $\pi = CT - CN$, existují v podstatě dva způsoby zvyšování zisku a to buď snižování nákladů, tzn. „zvyšování hospodárnosti“ a/nebo zvyšování výnosů, resp. tržeb. Výše zisku je rozhodující pro ekonomickou efektivnost hodnocené činnosti. Funkce tržeb lze obecně zapsat $CT = Q * P_q$. Nákladová funkce lze obecně zapsat $CN = FN + jVN * Q$. Bod zvratu pak lze matematicky zjistit následujícím výpočtem, kdy ve jmenovateli výsledného vztahu je výše zmíněný jednotkový příspěvek na úhradu. (MACÍK, 1994 ; SYNEK a kol., 2009):

Obrázek č. 4: Analýza bodu zvratu



$$\begin{aligned} \pi &= 0, \text{ tj. } CT = CN \\ Q * P_q &= FN + jVN * Q \\ Q * P_q - jVN * Q &= FN \\ Q * (P_q - jVN) &= FN \\ Q_{bz} &= \frac{FN}{(P_q - jVN)} \end{aligned}$$

Zdroj: SYNEK M. a kol., 2009

U fixních nákladů se v zásadě vyskytují dva významné jevy, (SYNEK a kol., 2009):

- relativní úspora (efekt degrese) fixních nákladů, ke které dochází při zvyšování objemu produkce při neměnných fixních nákladech:

$$U = FN * (k - 1), \quad U = FN/Q_1 - FN/Q_2, \quad U\% = Q\% * a\% / 100 + Q\%$$

U – relativní úspora fixních nákladů v Kč, FN – celkové fixní náklady v Kč, k – koeficient růstu objemu výroby (Q_2/Q_1), Q_1 – nižší objem výkonů, Q_2 – vyšší objem výkonů, $Q\%$ - přírůstek objemu výroby v %, $a\%$ - podíl fixních nákladů v celkových nákladech v % při $Q = 100\%$.

- Volné fixní náklady, ke kterým dochází v důsledku nevyužití výrobní kapacity:

$$FN_n = FN * (1 - Q_s/Q_p), \quad FN_n = (Q_p - Q_s) * FN/Q_p$$

FN_n – nevyužité (volné) fixní náklady v Kč, FN – celkové fixní náklady v Kč, Q_s – skutečný objem výroby v kusech nebo Kč, Q_p – maximální kapacita v kusech nebo v Kč

Následující vztah $Q_k = (Q_{bz}/Q_p) \cdot 100$ je definován jako tzv. „kritický objem výroby“ a udává procento využití disponibilní výrobní kapacity při dosažení bodu zvratu. Pro zjištění jaká část celkové disponibilní kapacity je použitelná k tvorbě zisku se používá tzv. „bezpečnostní rezerva“, definovaná jako $BR = Q_p - Q_{bz}$, resp. pro zjištění míry toho, kolik zbývá po úhradě plné výše fixních nákladů nevyužité výrobní kapacity na tvorbu zisku, se používá tzv. „koeficient bezpečnosti“, který je definován jako $kB = (Q_p - Q_{bz}) / Q_p$. (SYNEK a kol., 2009 ; PETEROVÁ, ŽÍDKOVÁ, 2002)

Spotřebou variabilních nákladů se přímo rozhoduje o intenzitě pěstování řepky v daném období. Největšími položkami u variabilních nákladů jsou spotřebovaná hnojiva, pesticidy, osivo a nafta. Tyto výdaje rozhodují o úrovni intenzity pěstování řepky. Náklady na výrobu řepkového semene by neměly přesáhnout výši dosažených tržeb. (BARANYK, FÁBRY a kol., 2007)

3.6 Využití produkce

Využití řepky lze rozdělit do čtyř oblastí, (BARANYK, FÁBRY a kol., 2007):

- Potravinářství, Krmivářství, Oleochemie
- Energetické využití jako alternativní palivo (bionafta, bioenergie)

První tři oblasti využití semene řepky jsou podrobně rozebrány v příloze č. IV. Vzhledem k tomu, že na světě dochází zásoby ropy a zejména vzhledem k tzv. „akčnímu plánu EU pro biopaliva“, je poslední oblast využití dynamicky se rozvíjející sférou. EU má kvantitativní cíl využívání biopaliv v dopravě. Podíl biopaliv na spotřebě konvenčních pohonných hmot má být do roku 2015 8 % a do roku 2020 10 %. Víceméně existuje šest alternativní paliv k běžným pohonným hmotám: elektřina, stlačený zemní plyn, etanol/E85 – obilní líc, metanol/M85 – ze zemního plynu nebo uhlí, vodík vyrobený z biomasy a právě bionafta. Chemickou reakcí řepkového oleje s metylalkoholem se získá metylester řepkového oleje, což je jeden z konkrétních metylesterů mastných kyselin (FAME). MEŘO - bionafta má podobné vlastnosti jako motorová nafta. V Česku existují dva hlavní výrobci pohonných hmot: skupina právnických osob Unipetrol a Čepro a.s. Obecně je možné tvrdit, že litr bionafty je dražší než litr nafty vyrobený z ropy, používání bionafty má naproti tomu snížit ekologickou

stopu (emise oxidu uhličitého) a tím zmírnit dopad na životní prostředí v podobě tzv. „skleníkového efektu“. Výrobci nafty a benzínu (rafinerie) musí od 1. 9. 2007 do každého litru přimíchávat povinně minimálně 4,5 % metylesteru řepkového oleje, přičemž kvalita běžných pohonných hmot s přídavkem MEŘO je zaručena (certifikována) podle normy EN 590 do 7% obsahu. Vláda ČR podněcuje spotřebu biopaliv prostřednictvím daňových úlev na spotřebních daních. V podstatě platí, že čím větší procentní zastoupení má MEŘO v jednom litru motorové nafty, tím je nižší příslušná sazby spotřební daně. Největšími výrobci metylesteru řepkového oleje, řepkového šrotu, řepkového oleje a glycerinu jsou v ČR továrna Preol a.s., ze skupiny Agrofert Holding a.s., se sídlem v Lovosicích, která se specializuje zejména na výrobu 100% bionafty (ekodieselu) právě na bázi MEŘO a továrna STZ a.s., ze skupiny Setuza a.s., se sídlem v Mydlovarech, která se specializuje zejména na výrobu rostlinných olejů a tuků, zubních past, pracích prostředků, mýdel a produktů oleochemie.¹ (BARANYK, FÁBRY a kol., 2007)

4 METODIKA

4.1 Datová základna

Podle GUJARATIHO (2004) je nezbytné uvádět zdroj analyzovaných dat, jejich definici, metody sběru a jejich nedostatky nebo přizpůsobení. GUJARATI (2004) dále zdůrazňuje, že příliš agregovaná data nemusí říkat mnoho o jednotlivých podnicích v daném odvětví. Výsledky analýzy z agregovaných dat jsou diskutabilní a pochybné. Výsledky výzkumu jsou obrazem kvality dat. Makroekonomická analýza často selhává při objasňování dynamiky chování jedince v mikroekonomických tržních strukturách. Výsledky analýzy této práce je proto nutné brát s rezervou a nebýt příliš dogmatický. Samotné výsledky práce pouze rozšiřují z určitého pohledu obraz zkoumané reality.

Směr a intenzita působení odhadnutých parametrů regresního modelu by měla být kompatibilní s ekonomickými předpoklady vyplývajících z logického úsudku analytika. Statistická závislost automaticky neznamená kauzální závislost. Kauzalitu určuje

¹ BARANYK P., *Informace o olejninách – INFOL XX/2008, svaz pěstitelů a zpracovatelů olejnin [on-line]*, publikováno 09.03.2008, [cit. 2011-04-07], Dostupné z: <<http://www.spzo.cz/cinnost/infol/>>

ekonomická teorie jako taková. Cílem regresní analýzy je „*pouze*“ odhadnout průměrnou hodnotu vysvětlované stochastické proměnné na základě vysvětlujících proměnných. Podle GUJARATIHO (2004) je důležité konstruovat jednoduché regresní modely, zejména správně specifikovat ekonometrický model zodpovězením následujících otázek:

- (a) Jaké proměnné by měly být zahrnuty do modelu?
- (b) Jaká je funkční forma modelu? Je funkce lineární v parametrech nebo proměnné?
- (c) Jaké jsou pravděpodobné předpoklady o vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných a zejména o reziduální složce modelu?

Při konstrukci složitějších soustav rovnic s více proměnnými je potřeba dát pozor zejména na multikolinearitu. Příčinou silné multikolinearity vysvětlujících proměnných ekonometrického modelu je tendence časových řad ekonomických ukazatelů vyvíjet se stejným směrem. Při specifikaci ekonometrického modelu z časových řad je vhodné zahrnout zpožděné hodnoty exogenních, resp. endogenních proměnných do množiny vysvětlujících proměnných, protože je nutné respektovat dynamický charakter ekonomických procesů. Zahrnutím zpožděné endogenní proměnné mezi vysvětlující proměnné je aproximována struktura autokorelace reziduí, čímž je autokorelace reziduí eliminována. Dynamizaci ekonometrického modelu je možné provést také zahrnutím časového vektoru do množiny vysvětlujících proměnných. (HUŠEK, 2007)

Analyzovaná data nákladovosti zemědělských produktů (Kč/ha, Kč/t) v letech 1992 – 2009, včetně průměrných ročních hektarových výnosů (t/ha), byla vzata z databáze FADN (zpracováno UZEI). Použitá data nákladovosti pěstování řepky ozimé jsou uvedena v příloze č. V. Data použitá pro analýzu vývoje měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t) v období leden 1994 – září 2009 byla vzata ze situační a výhledové zprávy olejnin 2009 (zpracováno ČSÚ, UZEI, MZE). V neposlední řadě byla použita data vývoje průměrné roční teploty (°C), resp. průměrného ročního úhrnu srážek (mm) v letech 1992-2009 (zpracováno ČHMÚ).

Výpočty byly provedeny s využitím ekonomického softwaru GRETL verze 1.9.5cvs a SPSS verze 17.0. Oba software se standardně používají při výuce ekonomických předmětů na PEF ČZU. Pro zobrazení analytických funkcí byla použita aplikace GRAPH verze 4.3. Pro zobrazení analyzovaných dat byla využita aplikace MS EXCEL 2003.

„Zemědělská a účetní datová síť FADN (síť testovacích podniků) je v EU využívána jako základní zdroj srovnatelných ekonomických informací o hospodářských výsledcích a ekonomické situaci zemědělských podniků a rodinných farem členských států EU. Vytvoření informačního systému FADN a dodržování předepsané legislativy je pro členské státy závazné.“²

„Účel databáze FADN je velmi různorodý. Stále rostoucí je využití databáze FADN ve výzkumných projektech nejen ÚZEI, ale i dalších institucí, vysokých škol i v pracích studentů. Velmi významnou roli sehrává jako zdroj informací pro řízení zemědělských podniků a pro poradenské služby.“³

„V roce 2008 zahrnoval výběrový soubor zemědělských podniků FADN celkem 1631 podnikatelských subjektů, z toho 569 právnických osob a 1062 fyzických osob. Celková výměra zemědělské půdy respondentů šetření je 957 274 ha, což představuje přibližně 27 % celkové obhospodařované zemědělské půdy České republiky. V rámci skupiny právnických osob bylo v souboru zastoupeno 239 zemědělských družstev, 328 obchodních společností a 2 ostatní podniky. Fyzické osoby jsou reprezentovány 432 subjekty ve velikosti do 50 ha z.p., 238 subjekty ve velikosti 51-100 ha, 276 subjekty ve velikosti 101-300 ha a 116 subjekty nad 300 ha.“⁴

4.2 Produkční a nákladová funkce

Nákladové funkce se sestavují pomocí metod regresní analýzy. Posuzuje se závislost nákladů na objemu produkce, resp. hektarovém výnosu. Obecně jsou celkové náklady (CN) funkcí objemu produkce (Q). Nákladová funkce vychází z produkční funkce, proto je možné sestavovat nákladovou funkci zprostředkovaně prostřednictvím produkční funkce, která je funkcí příslušných výrobních činitelů. Charakteristiku nákladové a produkční funkce uvádí TVRDOŇ (2010).

² Zemědělská účetní datová síť ČR, Ústav zemědělské ekonomiky a informací [on-line 1.1.2012], publikováno 10.12.2011, [cit. 2012-01-01], Dostupné z: <<http://www.vsbox.cz/fadn>>

³ Zemědělská účetní datová síť ČR, Ústav zemědělské ekonomiky a informací [on-line 1.1.2012], publikováno 14.10.2011, [cit. 2012-01-01], Dostupné z: <http://www.vsbox.cz/fadn/HTM/FADN_V_CR.htm>

⁴ Zemědělská účetní datová síť ČR, Ústav zemědělské ekonomiky a informací [on-line 1.1.2012], publikováno 14.10.2011, [cit. 2012-01-01], Dostupné z: <http://www.vsbox.cz/fadn/HTM/FADN_V_CR.htm>

Charakteristika nákladové funkce:

$$E_c = \frac{\partial CN_t}{\partial Q_t} * \frac{Q_t}{CN_t} \quad jCN = \frac{CN}{Q} \quad VN = f(Q), FN_{const}$$

$$Q = f(X), CN = f(Q) \quad jVN = \frac{VN}{Q} \quad CN = FN + VN$$

$$C_q = MN \quad jFN = \frac{FN_{const}}{Q} \quad VN = jVN * Q$$

$$A: MN' = 0, \quad 0 < E_c < 1 \quad jCN = jVN_{const} + jFN \quad VN = f^{-1}(Q) * C_x$$

$$B: jCN' = 0, \quad jCN = MN, E_c = 1 \quad MN = \frac{\partial CN}{\partial Q} \quad CN = f^{-1}(Q) * C_x + FN_{const}$$

Charakteristika produkční funkce:

$$E_p = \frac{\partial Q_t}{\partial X_t} * \frac{X_t}{Q_t} \quad C_x * \Delta X = C_q * \Delta Q \quad Q = f(X), jQ = f(X)$$

$$A: MP' = 0, \quad E_p > 1 \quad C_x * MP = C_q \quad Q = f(X_1 // X_2, X_3, \dots, X_n)$$

$$B: jQ' = 0, \quad jQ = MP, E_p = 1 \quad jQ = \frac{Q}{X} \quad Q = \frac{f^{-1}(VN)}{C_x}$$

$$C: Q' = 0, \quad MP = 0, E_p = 0 \quad MP = \frac{\partial Q}{\partial X} \quad Q = \frac{(f^{-1}(CN) - FN_{const})}{C_x}$$

4.3 Časové řady

4.3.1 Základní charakteristika časových řad

Jednorozměrná časová řada je posloupnost věcně a prostorově srovnatelných hodnot sledovaného ukazatele, které jsou uspořádány v čase ve směru minulost – přítomnost. Statistická časová řada, jakožto kvantitativní stochastická posloupnost pozorování vysvětlované veličiny, je charakteristická tím, že každá úroveň vysvětlované proměnné je funkcí času a náhodné složky, tj. $Y_t = f(t, u_t)$. Jednotlivá pozorování časové řady mohou být navíc zkorelována s neuvažovanými veličinami (autokorelace u_t). Časová řada může obsahovat složku nestacionarity: trend (T), sezónní kolísání (S) u krátkodobých časových řad (periodicita kratší než 1 rok) nebo cyklické kolísání (C) u dlouhodobých časových řad (periodicita alespoň 1 rok). (SVATOŠOVÁ, KÁBA, 2008 ; MAREK, 2007)

Nejpoužívanější mírou dynamiky časových je absolutní přírůstek (první diference) $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, pro $t = 2, 3, \dots, T$, přísluší modelu $Y_t - Y_{t-1} = \beta + e_t$, kde $t = 2, 3, \dots, T$, $e_t = (u_t - u_{t-1})$ a odhad parametru β představuje průměrný absolutní přírůstek, pro který by mělo platit $\bar{\Delta} = Y_T - Y_1 / T - 1$. Diferencováním trendově stacionární časové řady lze odstranit stochastický trend a zajistit stacionaritu. (ARLT, ARLTOVÁ, 2009)

Příčinou nestacionarity stochastického procesu časové řady může být trend, periodické kolísání nebo kovariance (korelace) náhodných složek zapříčiněná např. strukturálními šoky. Naproti tomu stochastický proces se označuje jako stacionární náhodný proces, jsou-li charakteristiky jeho náhodných veličin (rozdělení pravděpodobnosti) v čase neměnné, zjednodušeně řečeno průměr μ a rozptyl σ^2 jednotlivých úrovní vysvětlované proměnné, resp. náhodné složky, je podél časového horizontu konstantní, pokud je navíc střední hodnota rozdělení a hodnota autokorelačních funkcí ACF a PACF statisticky nulová, tak se jedná o proces tzv. „bílého šumu“, tj. $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ a $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$. (ARLT, ARLTOVÁ, 2009)

4.3.2 Analýza jednorozměrných časových řad

Předpoklad rostoucích průměrných cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t) za období 2004 – 2012 reflektovaný ve formulaci hypotézy (vii) byl analyzován prostřednictvím tzv. „Box-Jenkinsonova metodologie“, která považuje za základní prvek časové řady náhodnou složku a snaží se ji modelovat. Základem je korelační analýza více či méně závislých pozorování, uspořádaných do tvaru časové řady. Box-Jenkinsonova metodologie má uplatnění zejména u časových řad s velkou délkou pozorování, což je zřejmě nejvýraznější problém této metodologie. Pro Box-Jenkinsonovu metodologii představují základní prvky modelování časových řad procesy AR, MA, ARMA a ARIMA, které vznikají z lineárního procesu ve tvaru. (ARLT, ARLTOVÁ, 2009)

$$Y_t = u_t + \psi_1 u_{t-1} + \dots + \psi_k u_{t-k}, \text{ kde „}u\text{“ představuje proces bílého šumu}$$

ARLT, ARLTOVÁ (2009) definují populační autokorelační funkci (ACF). Hodnoty koeficientu korelace k-tého řádu ACF ukazují, jak korelace mezi dvěma členy časové

řady závisí na vzdálenosti těchto členů. ACF musí být při stacionárním procesu nezávislá na čase. Jestliže hodnota ACF konverguje s rostoucím řádem zpoždění k nule, pak říká $H_0 = \hat{\rho}_k = 0$, že stochastický proces je stacionární (proces bílého šumu) pro všechna „ k “. Pokud hodnota ACF s rostoucím řádem zpoždění „ k “ neklesá, pak se jedná o nestacionární časovou řadu. Zjednodušeně by hodnoty ACF měly za platnosti nulové hypotézy ležet uvnitř intervalu $\pm 2\sqrt{T}$. V této souvislosti autoři uvádějí, že korelace mezi dvěma náhodnými veličinami je často způsobena tím, že obě veličiny jsou korelovány s veličinou třetí a definují parciální regresní koeficient ϕ_{kk} , který podává informaci o korelaci veličin Y_t a Y_{t-k} , která je očištěna o vliv veličin ležících mezi nimi.

Pro analýzu vývoje průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene se stochastickým trendem (jednotkový kořen) za období leden 1994 – září 2009 a následné prognózy z tohoto modelu byla použita metodologie modelování nestacionárního stochastického procesu, resp. byl použit smíšený autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů ARIMA(p,d,q). Po transformaci výchozí časové řady diferencováním $\Delta^d Y_t$ d-tého řádu vykazuje výsledný proces takové hodnoty ACF a PACF, že jej lze vyjádřit ve formě stacionárního modelu ARMA(p,q). Tvar populační a výběrové ACF, tvar populační a výběrové PACF, jakožto také vztah popisující model ARIMA(p,d,q) je uveden v příloze č. VI. (ARLT, ARLTOVÁ, 2009)

Při konstrukci modelu ARIMA(p,d,q) vývoje průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene v období leden 1994 – září 2009 bylo postupováno podle následující metodologie výstavby: (ARLT, ARLTOVÁ, 2009)

1) identifikace modelu

- určení řádu diferencování „ d “, resp. řádu integrace časové řady pomocí Dickey-Fullerova testu jednotkového kořenu (rozptyly při postupném diferencování klesají, dokud není dosažena stacionarita a pak dochází s dalším diferencováním naopak k růstu rozptylu)
- nalezení hodnot „ p “ a „ q “, tj. délky zpoždění AR a MA pomocí podobnosti výběrových ACF a PACF s teoretickými ACF a PACF

2) aplikace modelu ARMA(p,q) na stacionární časovou řadu a odhad jeho parametrů

- AR(p) – BMNČ ; MA(q) – interaktivní NMNČ

3) verifikace (ověření vlastností) modelu

- diagnostická kontrola specifikace modelu, testování autokorelace reziduí (autokorelovaná rezidua nežádoucí), výběrový korelogram reziduí, zhodnocení kvality vyrovnaní časové řady atd.

4) aplikace – odvození prognózy

POZN. Pro odhad parametrů modelu a prognózu byla použita aplikace SPSS 17.0

Vysvětlovací schopnost autoregresního modelu klouzavých průměrů je možné zjistit indexem korelace (I). Hodnota indexu blízko jedné znamená, že regresní model vystihuje zákonitosti vývoje dané časové řady téměř ze sta procent. Kvalitu vyrovnaní časové řady regresním modelem je možné posoudit např. také na základě střední čtvercové chyby odhadu (MSE), resp. směrodatné chyby odhadu (RMSE). Čím menší je hodnota tohoto kritéria, tím je model vhodnější k prognózování.

$$I = \sqrt{1 - \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2}}, \text{ kde } 0 \leq I \leq 1 ; \text{ MSE} = \sum_t \frac{(y_t - \hat{y}_t)^2}{T}, \text{ resp. RMSE} = \sqrt{\text{MSE}}$$

4.3.3 Kointegrační analýza nestacionárních časových řad

Jak uvádí HUŠEK (2007), pokud není splněna podmínka stacionarity charakteristik rozdělení náhodné veličiny, je nutné transformovat nestacionární časovou řadu na stacionární a to zpravidla pomocí prvních diferencí nebo u regresního modelu, který je trendově stacionární zahrnutím časové proměnné mezi vysvětlující proměnné. Makroekonomické hodnotové ukazatele v nominálních cenách vykazují zpravidla zřetelně rostoucí trend. Data makroekonomických proměnných jsou většinou nestacionární, resp. integrovaná 1. řádu, tj. I(1), tzn., že transformací dat časové řady jednou diferencí ΔY_t je časová řada již stacionární. Pokud vede v následujícím modelu:

$$Y_t = \beta X_t + u_t, \text{ } u_t = Y_t - \beta X_t, \text{ resp. } e_t = Y_t - \beta X_t$$

s kointegračním vektorem $[1, -\beta]'$,

lineární kombinace dvou nestacionárních časových řad k stacionární náhodné složce, tzn. že u_t kolísají náhodným způsobem kolem určité fixní rovnovážné úrovně s konstantním

rozptylem, jsou obě proměnné kointegrované tzn., že je opodstatněné předpokládat, že se budou vyvíjet dlouhodobě obdobným způsobem, resp. se dá předpokládat konvergence k dlouhodobé rovnováze dané závislosti na bázi společných stochastických trendů obou proměnných. Prokázání taková dlouhodobé závislosti mezi proměnnými (kointegrační regrese) hovoří ve prospěch skutečné regresní závislosti. Jak uvádí HUŠEK (2007), nejsou-li proměnné modelu kointegrované, tak vektor reziduí e_t má jednotkový kořen (nestacionarita), což je H_0 následující pomocné regrese reziduí původního modelu:

$$\Delta e_t = (\alpha - 1) * e_{t-1} + u_t,$$

s tím, že alternativní hypotéza odpovídá stacionárnímu rozptylu reziduí e_t . Model, který obsahuje nestacionární proměnné má smysl, jen pokud jsou proměnné kointegrované. V opačném případě se jedná zřejmě o tzv. „zdanlivou regresi“. (HUŠEK, 2007)

HUŠEK (2007) dále uvádí, že specifikací níže uvedeného modelu s konstantou nebo bez konstanty a prostřednictvím odhadu parametru α metodou nejmenších čtverců, může být provedeno „testování jednotkového kořenu“ ze sezónně neočištěných dat:

$$Y_t = \gamma + \alpha * Y_{t-1} + u_t,$$

po úpravě odečtením Y_{t-1} :

$$\Delta Y_t = \gamma + (\alpha - 1) * Y_{t-1} + u_t,$$

což je tvar dle Dickeyho a Fullera (DF) (1979,1981) s testovací statistikou na bázi

t-hodnoty: $DF_\tau = \frac{(a-1)}{s_a}$, kde „a“ odhad parametru α , s_a směrodatná chyba odhadu

a. Tabulky kritických hodnot testovacích statistik pro model s konstantou pro různé rozsahy výběru a hladiny významnosti uvádí GREENE (2003, s. 638)

Jak uvádí HUŠEK (2007):

- ❖ Je-li $\alpha = 1$, resp. $(\alpha - 1) = 0$ a $\delta = 0$, rovnice má jednotkový kořen ($\alpha = 1$), platí H_0 $Y_t \sim I(1)$, tzn., že průměr náhodných složek u_t se v čase nemění, ale jejich rozptyl vykazuje trend (náhodné složky u_t nejsou kovariančně stacionární), proměnná Y_t je diferencně stacionární (DS) se stochastickým trendem (nestacionarita)
- ❖ Je-li $|\alpha| < 1$, resp. $(\alpha - 1) < 0$, H_0 neplatí, tj. $Y_t \sim I(0)$. Proměnná Y_t je trendově stacionární (TS) s deterministickým trendem. Vhodný model $Y_t = \delta_1 + \delta_2 * t + u_t$,

$u_t = \alpha * u_{t-1} + \varepsilon_t$, kde ε_t je bílý šum, rezidua nevykazují trend, platí $\sum \varepsilon_t = 0$ a náhodné složky ε_t jsou kovariančně stacionární s nulovým průměrem (stacionarita)

Při analýze korelační závislosti časových řad je zřejmé, že paralelní průběh trendu nebo periodických výkyvů může, ale nemusí být projevem příčné závislosti mezi sledovanými veličinami. Skutečná závislost mezi proměnnými by se musela projevit v paralelním průběhu náhodných složek časových řad. Zkoumání intenzity závislosti proměnných se pak provede pomocí analýzy korelace jejich reziduálních složek. Protože očišťování řady od periodických výkyvů bývá spojeno s některými komplikacemi, bývají obvykle údaje zkoumaných časových řad očišťovány pouze od trendové složky. Reziduální složky jsou v takovém případě reprezentovány odchylkami pozorovaných hodnot časové řady od hodnot vyrovnaných, stanovených pomocí vhodného regresního modelu. Intenzita závislosti se pak stanoví z takto očištěných hodnot (prostřednictvím koeficientu korelace reziduí). (SVATOŠOVÁ, KÁBA, 2008)

4.3.4 Analýza vícerozměrných časových řad

Po ověření hypotézy (iii) byla použita impulse-response analýza, která má svůj základ v aplikaci vector autoregressive (VAR) modelu, který se používá u stacionárních časových řad. VAR je model vícerozměrných časových řad analyzující vztahy mezi více endogenními proměnnými (zobecnění Box-Jenkinsonovy metodologie). VAR model popisuje krátkodobou dynamiku časových řad a je to redukováný tvar modelu VECM, který se používá při analýze nestacionárních časových řad. Pokud jsou dvě nestacionární časové řady kointegrované (existuje kointegrační vektor) a každá proměnná je zároveň integrovaná řádu 1, tj. $I(1)$, pak existuje mezi těmito proměnnými tzv. „Grangerova regresní kauzalita“, tzn., že buď je proměnná Y_t kauzálním faktorem proměnné X_t nebo je proměnná X_t kauzálním faktorem proměnné Y_t , uvádí GUJARATI (2004, s. 835). Princip modelu VAR je v tom, že současná hodnota první vysvětlované proměnné závisí na zpožděné hodnotě druhé proměnné, ale také na zpožděné hodnotě první proměnné a zároveň současná hodnota druhé vysvětlované proměnné závisí na zpožděné hodnotě první proměnné, ale také na zpožděné hodnotě druhé proměnné. Takový systém nemá žádné exogenní proměnné. Před aplikací modelu VAR na nestacionární časové řady je

nutné transformovat data (např. první diference), protože endogenní proměnné musí být stacionární. Pokud obě dvě regresní rovnice obsahují stejný počet zpožděných endogenních proměnných, je možné použít odhad parametrů každé rovnice zvlášť BMNČ, kde jsou hodnoty „ u_t “ tzv. šoky (impulzy, inovace). Před vlastním odhadem je nutné určit délku zpoždění proměnných, která nesmí být krátká (specifikační chyba) a v případě nedostatečné délky časových řad ani dlouhá (málo stupňů volnosti, nevýznamné parametry). Pro rozhodnutí o délce zpoždění se běžně používá Akaike nebo Schwarz kritérium, kde se vybírá model s minimální hodnotou kritérií. Vzhledem k tomu, že délka časových řad nákladovosti zemědělské produkce FADN ČR (zpracováno UZEI) je $n = 18$, je nutné zvolit zpoždění endogenních proměnných pouze $t-1$. Některé chyby při specifikaci modelu VAR jsou dle GUJARATIHO (2004) nevyhnutelné.

Jak dále uvádí GUJARATI (2004) aplikací VAR modelu je konstrukce tzv. „*impulse-response function (IRF)*“, která zaznamenává reakci závisle proměnné příslušné rovnice soustavy VAR na změnu (šok) v náhodných složkách systému. Pokud dojde k šoku (změně) v náhodné složce první rovnice systému, první proměnná se odpovídajícím způsobem se zpožděním změní, což má za následek, že náhodná složka první rovnice systému ovlivní se zpožděním zprostředkovaně přes tuto první proměnou také druhou proměnou endogenního systému a obráceně. Model VAR endogenní závislosti meziročních změn hlavních složek (přímé materiálové a provozní náklady) vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) je v příloze č. XXV ve tvaru:

$$\Delta Z_t = f(\Delta Z_{t-1}, \Delta E_{t-1}) \quad , \quad \Delta E_t = f(\Delta Z_{t-1}, \Delta E_{t-1}) \quad , \quad \begin{vmatrix} \Delta Z_t \\ \Delta E_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1t} & e_{1t} \\ z_{2t} & e_{2t} \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta E_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{vmatrix}$$

4.4 Regresní analýza

4.4.1 Metodologie ekonometrické analýzy

Tradiční metodologii ekonometrické analýzy uvádí GUJARATI (2004):

- 1) Deklarace ekonomické teorie nebo hypotézy
- 2) Specifikace matematického modelu (funkce)
- 3) Specifikace ekonometrického modelu (přidání náhodné složky do modelu)
- 4) Získání (sběr) dat

- 5) Odhad parametrů (konstrukce) ekonometrického modelu
- 6) Verifikace modelu (teorie nebo hypotézy)
- 7) Predikce pomocí modelu
- 8) Aplikace modelu

4.4.2 Metodologie odhadu parametrů lineárního regresního modelu

Nejlepší a nejpoužívanější metodou pro odhad parametrů LRM je tzv. „běžná metoda nejmenších čtverců“ (BMNČ), vychází se z modelu ve tvaru:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 * X_{t1} + \gamma_2 * X_{t2} + \dots + \gamma_k * X_{tk}$$

který je založen na minimalizaci součtu čtverců odchylek skutečných hodnot vysvětlované proměnné od hodnot teoretických. Nevysvětlený rozptyl závislé proměnné je pak mírou nepřesnosti modelu, proto je minimalizován, platí $\sigma^2 = \hat{\sigma}^2 + \sigma_u^2$. Koeficient determinace pak poukazuje na těsnost závislosti mezi vysvětlujícími a vysvětlovanými daty, resp. říká kolik % celkové variability závisle proměnné je model schopen vysvětlit prostřednictvím variability nezávisle proměnné:

Celkový součet čtverců: Vysvětlený součet čtverců: Residuální součet čtverců: Koeficient determinace R^2 :

$$\sigma^2 = \frac{\sum (y_t - \bar{y}_t)^2}{T - k} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (\hat{y}_t - \bar{y}_t)^2}{T - k} \quad \sigma_u^2 = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{T - k} \quad R^2 = 1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$$

Vlastnosti odhadu strukturních parametrů pomocí MNČ jsou v rámci splněných předpokladů LRM tzv. BLUE „Best Linear Unbiased Estimator“: (GUJARATI, 2004)

- 1) Vydátnost (eficientnost), $\hat{\gamma}_i \sim \text{nid}(\gamma_i; \sigma_u^2 * (X^T * X)^{-1}) \rightarrow$ minimální rozptyl
- 2) Nestrannost, $E(\hat{\gamma}_i) = \gamma_i$
- 3) Konzistence, $p \lim \hat{\gamma}_i = \gamma_i$, pro T jdoucí k nekonečnu

Teoretické hodnoty vysvětlované proměnné jsou funkcí vysvětlujících proměnných a odhadnutých parametrů, jejichž odvození BMNČ je, včetně formulace obecných předpokladů klasického LRM, uvedeno v příloze č. VII.

$$\hat{Y} = X * \gamma, \text{ resp. } \hat{Y}_2 = X * (X^T X)^{-1} * X^T * Y_2, \text{ kde}$$

matice $X^*(X^T X)^{-1} X^T$ je tzv. „projekční matice“ do podprostoru generovaného predeterminovanými faktory modelu při regresi na vysvětlovanou proměnnou modelu. Alternativně je možné vyjádřit (po derivování) z výsledné soustavy odhadované funkce MNČ $SS(\gamma)$ z přílohy č. VII tzv. „soustavu normálních rovnic“:

$$\begin{aligned} a^*T + b^* \sum x_t &= \sum y_t \\ a^* \sum x_t + b^* \sum x_t^2 &= \sum x_t y_t \end{aligned}$$

, ze které je také možné odhadnout strukturní parametry modelu ($\hat{\gamma}_{2t}, \hat{\gamma}_{1t}$):

$$\hat{\gamma}_{2t} = b = \frac{T \sum x_t y_t - \sum x_t \sum y_t}{T \sum x_t^2 - (\sum x_t)^2} \quad ; \quad \hat{\gamma}_{1t} = a = \frac{\sum y_t}{T} - b^* \frac{\sum x_t}{T}$$

, které jsou náhodnou veličinou s normálním rozdělením a rozptylem (σ_{ii}^2):

$$\sigma_{ii}^2 = \sigma_u^2 * (X^T * X)^{-1} = \begin{matrix} \sigma_{11}^2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \sigma_{ii}^2 \end{matrix} \quad , \text{ kde } \sigma_{\gamma_i} = \sqrt{\sigma_{ii}^2} \text{ je tzv. směrodatná chyba} \\ \text{výběrového regresního koeficientu.}$$

Test významnosti regresního koeficientu se provádí v rámci výskytu níže uvedeného testového kritéria v oboru platnosti daného rozdělení.

$$t - \text{hodnota} = \frac{|\gamma_{ii}|}{\sigma_{\gamma_i}}$$

Speciální regresní funkce MNČ je tzv. „dvoustupňová metoda nejmenších čtverců“ (DMNČ). Tímto způsobem se generuje umělá variabilita vysvětlující endogenní proměnné, aby nebyla závislá na náhodné složce a zároveň byla závislá na predeterminovaných proměnných modelu. Teoretické hodnoty jsou funkcí vztahu:

$$\hat{Y}_2 = X^*(X^T X)^{-1} X^T Y_2$$

Mnohonásobná regrese na všechny predeterminované proměnné se bude provádět pomocí projekční matice: $X^*(X^T X)^{-1} X^T$. Výsledkem je jeden vektor, který leží v podprostoru, který generují sloupce matice X, která musí mít plnou hodnotu. Vektor skutečných hodnot vysvětlující endogenní proměnné je pomocí této matice projektován z vektorového prostoru vyššího řádu do vektorového prostoru nižšího řádu. Funkce mnohonásobné regrese (odhadu) lze alternativně interpretovat i pomocí parametrů gama.

Matice $(X^T X)^{-1} X^T Y_2$ představuje totiž vektor odhadnutých parametrů vysvětlující endogenní proměnné. Je zřejmé, že když se matice X vynásobí (horizontálně přes všechny sloupce) zprava vektorem odhadnutých parametrů, které jsou funkcí MNČ a které vyjadřují strukturu závislostí na jednotkové úrovni, tak se vygenerují zmíněné teoretické hodnoty vysvětlující endogenní proměnné. Tímto způsobem se v prvním stupni MNČ tedy zohledňuje struktura vztahů v modelu. V rámci druhého stupně MNČ je potom již přímo možné provést odhad strukturálních parametrů β a γ dané rovnice a to pomocí opakované aplikace kritéria BMNČ, uvádí ČECHURA a kol. (2010):

$$\begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \hat{Y}_2 & Y_2^T X_* \\ X_*^T Y_2 & X_*^T X_* \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_2^T \\ X_*^T \end{bmatrix} y_1$$

4.4.3 Strukturální a redukovaný tvar lineárního regresního modelu

Pokud jsou známy hodnoty strukturálních parametrů, je možné provést maticový zápis strukturálního a redukovaného tvaru modelu pro libovolné pozorování t . Strukturální forma modelu vyjadřuje strukturu vztahů mezi vysvětlitelnými proměnnými a souborem endogenních a predeterminovaných proměnných na úrovni příslušné rovnice soustavy simultánních rovnic. V redukovaném tvaru modelu je vyjádřena tato struktura vztahů na úrovni příslušné rovnice zprostředkovaně přes soustavu simultánních rovnic (jednosměrné regresní vazby). (HUŠEK, 2007)

$$\begin{aligned} \beta^* Y_t + \Gamma^* X_t &= u_t \\ \beta^* Y_t &= -\Gamma^* X_t + u_t \quad / \quad * \beta^{-1} \\ \beta^{-1} * \beta^* Y_t &= -\beta^{-1} * \Gamma^* X_t + \beta^{-1} * u_t, \\ Y_t &= -\beta^{-1} * \Gamma^* X_t + \beta^{-1} * u_t \\ Y_t &= M^* X_t + v_t \end{aligned}$$

Y_t - $G \times 1$ vektor endogenních proměnných

X_t - $K \times 1$ vektor predeterminovaných proměnných

u_t - $G \times 1$ vektor náhodných složek strukturálního tvaru

β - $G \times G$ regulární matice strukturálních parametrů endogenních proměnných

Γ - $G \times K$ matice strukturálních parametrů predeterminovaných proměnných

$M = -\beta^{-1} * \Gamma$ - $G \times K$ matice parametrů redukovaného tvaru (matice multiplikátorů)

$v_t = \beta^{-1} * u_t$ - $G \times 1$ vektor náhodných složek redukovaného tvaru

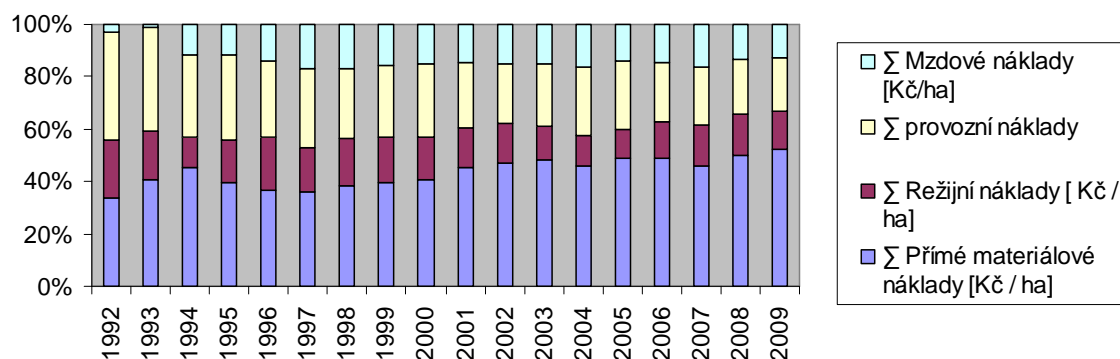
5 VÝSLEDKY

5.1 Kalkulace celkových vlastních nákladů hlavního výkonu

5.1.1 Analýza struktury vlastních nákladů úseku činnosti

Jednotlivé nákladové složky celkových vlastních nákladů hlavního výkonu (Kč/ha) se vzájemně ovlivňují a reagují ve vzájemné interakci. Z grafu č. 1 je zřejmé, že největší podíl na tvorbě hodnoty mají z dlouhodobého hlediska přímé materiálové náklady. Relativně nejmenší podíl pak dlouhodobě vykazují mzdové náklady. V rámci přímých materiálových nákladů se pak nejvíce podílejí na tvorbě hodnoty náklady hnojiv a prostředků ochrany rostlin. U režijních nákladů přispívají k tvorbě hodnoty zejména výrobní režijní náklady. Provozní náklady se pak podílejí na tvorbě hodnoty prostřednictvím přímo přiřaditelných pomocných činností a ostatních přímých nákladů.

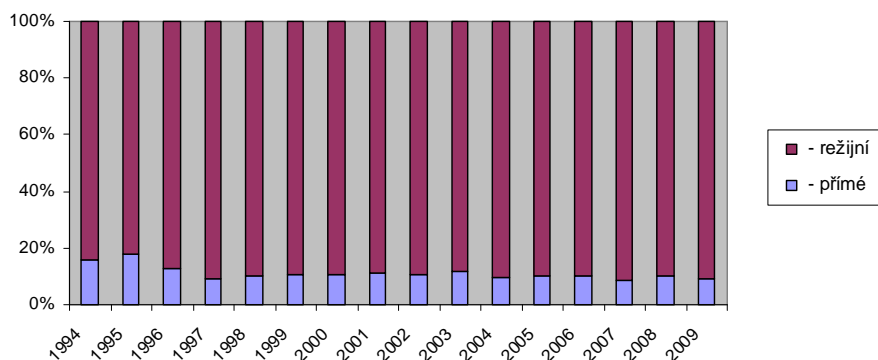
Graf č. 1: Vývoj struktury celkových vlastních hektarových nákladů úseku činnosti (v %)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

Z přílohy č. VIII je zřejmé, že časová řada proměnné Y_t – Mzdové náklady [Kč / ha] je nestacionární, H_0 o existenci jednotkového kořenu se nezamítá, protože t-hodnota parametru $(v-1)$ je $-2,020 > -2,99$ kritická hodnota DF testu na 5% hladině významnosti. Mzdové náklady jsou složeny z přímých mzdových nákladů, včetně zákonných plateb na sociální a zdravotní pojištění a v druhé řadě z podílu mzdových režijních nákladů příslušejících danému úseku činnosti, jejichž podíl na tvorbě hodnoty je relativně významnější, jak je zřejmé z grafu č. 2.

Graf č. 2: Vývoj relativního podílu přímých a režijních mzdových nákladů (Kč/ha)

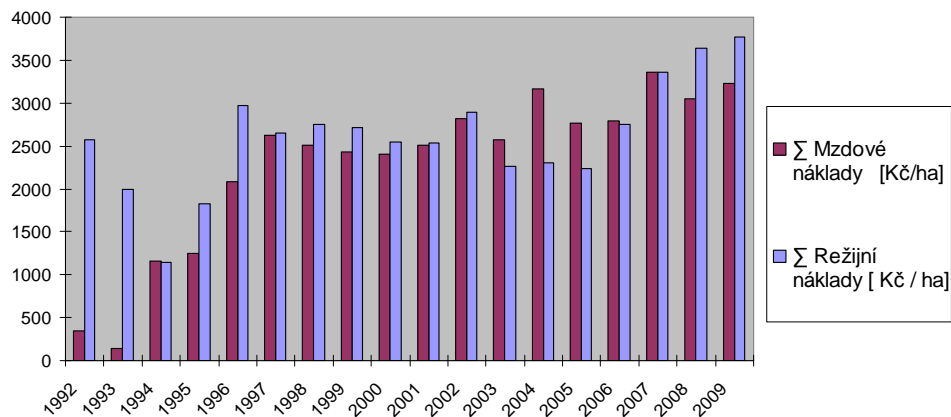


Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

Z přílohy č. IX je zřejmé, že časová řada proměnné X_t – Režijní náklady [Kč / ha] je nestacionární, H_0 o existenci jednotkového kořenu se nezamítá, protože t-hodnota parametru $(\chi-1)$ je $-1,184 > -2,99$ kritická hodnota DF testu na 5% hladině významnosti. Obě časové řady jsou tedy nestacionární 1. řádu, tj. $I(1)$. Pokud jejich lineární kombinace $Y_t = \beta X_t + u_t$, $u_t = Y_t - \beta X_t$, resp. $e_t = Y_t - \beta X_t$ s kointegračním vektorem $(1 ; -0,880196)'$ z přílohy č. X při regresi mzdových nákladů na režijních nákladech, vede na stacionární časovou řadu vektoru reziduí, tak jsou proměnné kointegrované.

Z přílohy č. XI je zřejmé, že proměnné jsou opravdu kointegrované, vektor reziduí e_t nemá jednotkový kořen, H_0 o jeho existenci se zamítá, protože t-hodnota parametru $(\alpha-1)$ je $-3,227 < -1,95$ kritická hodnota DF testu bez konstanty na 5% hladině významnosti. Časová řada reziduí pomocné regrese je stacionární, tj. $I(0)$. Z níže uvedeného grafu č. 3 a v kontextu provedených výpočtů je zřejmé, že mírně rostoucí režijní hektarové náklady zvyšují za jinak stejných podmínek mzdové hektarové náklady. To není překvapivé, protože rostoucí náklady řízení, obsluhy a správy zřejmě vyžadují odpovídající spotřebu práce. Mzdové hektarové náklady rostou ve sledovaném období spíše podproporcionálně, i když začátkem 90. let rostly nadproporcionálně, protože docházelo k postupné transformaci české ekonomiky (devalvace měny, liberalizace cen, decentralizace podnikatelských struktur, transformaci zemědělských družstev, zejména pokles státních dotací do zemědělství). Od začátku 90. let hrubý domácí produkt ČR rostl, což se muselo promítnout do růstu nominálních mezd.

Graf č. 3: Vývoj mzdových a režijních nákladů (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

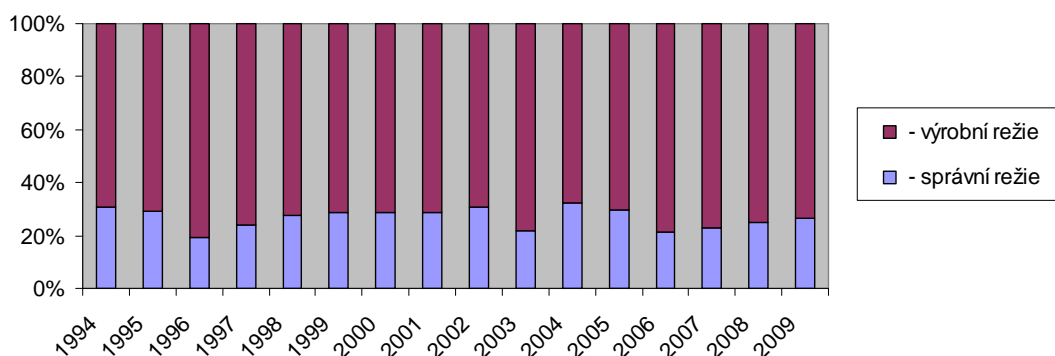
Je sledovaný degresivní růst režijních hektarových nákladů efektivní (rostoucí produktivita řízení, obsluhy a správy výroby)? Tento efektivní růst může mít základ v efektivním růstu intenzifikačních hektarových nákladů, protože mají v dané struktuře největší podíl na tvorbě hektarového výnosu (t/ha). Efektivnost podproporcionálního růstu režijních hektarových nákladů lze dokázat prokázáním Grangerovy regrese závislosti, ve které jsou vysvětlující proměnnou přímé materiálové náklady výroby.

(i) H_0 : Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu podílu hektarových režijních nákladů daného úseku činnosti.

Z přílohy č. XII je zřejmé, že časová řada proměnné Z_t – Přímé materiálové náklady [Kč / ha] je nestacionární řádu I(1), H_0 o existenci jednotkového kořenu se nezamítá, protože t-hodnota parametru $(\zeta-1)$ je $1,011 > -2,99$ kritická hodnota DF testu na 5% hladině významnosti. Vzhledem k tomu, že časová řada režijních nákladů (X_t) je také nestacionární řádu I(1), tak v případě lineární kombinace $X_t = \beta Z_t + u_t$, $e_t = X_t - \beta Z_t$ s kointegračním vektorem $(1 ; -0,330613)'$ z přílohy č. XIII při regresi režijních nákladů na přímých materiálových nákladech, je časová řada reziduí pomocné regrese stacionární. Z přílohy č. XIV je zřejmé, že proměnné z přílohy č. XIII jsou skutečně kointegrované, vektor reziduí e_t nemá jednotkový kořen, H_0 o jeho existenci se zamítá, protože t-hodnota parametru $(\alpha-1)$ je $-2,269 < -1,95$ kritická hodnota DF testu bez konstanty na 5% hladině

významnosti. Přímé materiálové náklady (Kč/ha), jakožto činitel s nejvýznamnějším podílem na tvorbě hodnoty korelují v dlouhém období s vývojem režijních nákladů (Kč/ha) a to zejména s vývojem podílu výrobní režie, který zahrnuje všechny časově rozlišené prvotní i druhotné náklady, které nelze zjišťovat přímo na daný úsek činnosti a které jsou spojené s jeho řízením a obsluhou (např. spotřeba energie, náklady pomocných činností, správní mzdy výroby, nepřiraditelné odpisy). Jak je zřejmé z grafu č. 4, vývoj podílu celopodnikové správní režie nemá významný podíl na tvorbě hodnoty.

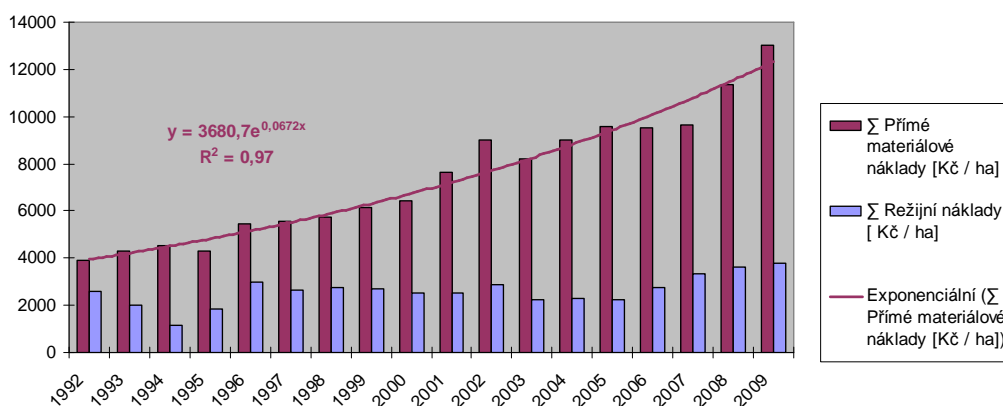
Graf č. 4: Vývoj relativního podíl složek nepřímé výrobní a správní režie (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

Pokud je exponencionální růst přímých materiálových nákladů z grafu č. 5 efektivní, viz. hypotéza (iv), tak je za jinak stejných podmínek faktorem pozvolného efektivního (degresivního) růstu hektarových režijních nákladů.

Graf č. 5: Vývoj režijních a přímých materiálových nákladů (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

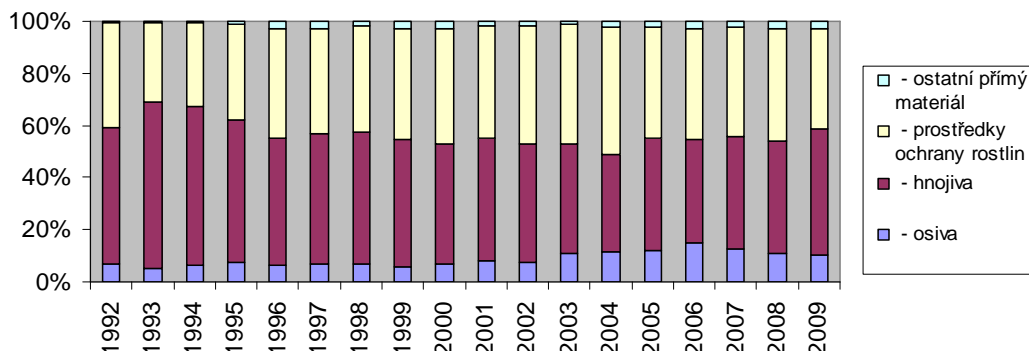
(i) Hypotéza byla potvrzena, růst intenzifikačních hektarových nákladů je faktorem efektivního růstu podílu režijních hektarových nákladů.

Kdyby byla struktura intenzifikačních nákladů v čase stabilní, tak by to mohlo znamenat, že je sama o sobě endogenním faktorem efektivního růstu těchto nákladů. V opačném případě je pravděpodobné, že efektivní růst přímých materiálových nákladů je dán zejména progresivně rostoucími hektarovými výnosy.

(ii) H_0 : Struktura intenzifikačních hektarových vstupů v přímých materiálových nákladech je v čase stabilní, tzn. předvídatelná.

Jak je zřejmé z grafu č. 6 z hlediska významnosti zastoupení jednotlivých složek na tvorbě hodnoty obsahují přímé materiálové náklady zejména hektarové náklady hnojiv a hektarové náklady prostředků ochrany rostlin. Lze se domnívat, že relativně nejvýznamnější růstovou složkou přímých materiálových nákladů jsou hektarové náklady hnojiv (N, P, K). Potřeba hnojiv je specifikována v příloze č. I.

Graf č. 6: Vývoj relativního podílu složek přímých materiálových nákladů (Kč/ha)



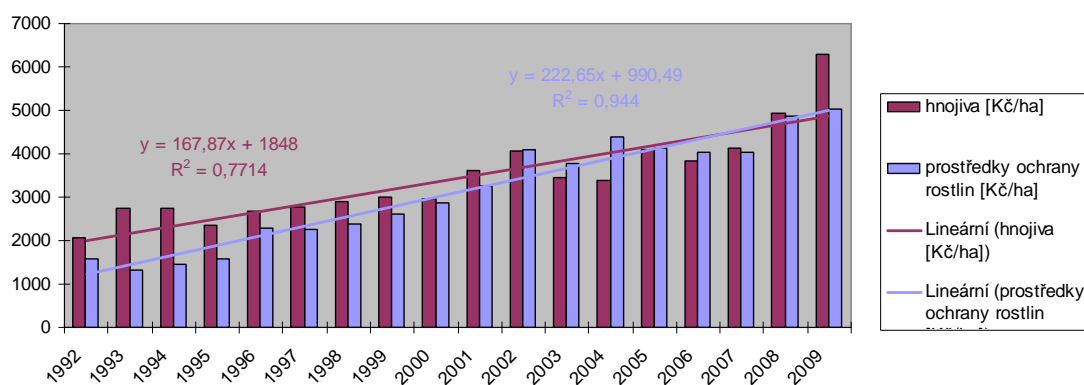
Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

Z přílohy č. XV je zřejmé, že časová řada hektarových nákladů hnojiv je nestacionární, H_0 o existenci jednotkového kořene se nezamítá, protože t-hodnota parametru ($\eta-1$) je $0,8682 > -2,99$ kritická hodnota DF testu na 5% hladině významnosti. Z přílohy č. XVI je zřejmé, že časová řada hektarových nákladů prostředků ochrany rostlin je na 5% hladině významnosti také nestacionární, protože t-hodnota parametru ($\theta-1$) je $-0,2094 > -2,99$ kritická hodnota DF testu. H_0 o existenci jednotkového kořene

se nezamítá. Z příloh č. XVII a č. XVIII je zřejmé, že proměnné z grafu č. 7 nejsou kointegrované. Časová řada reziduí modelu z přílohy č. XVII je nestacionární. Vektor reziduí e_t má jednotkový kořen, H_0 o jeho existenci se nezamítá, protože t-hodnota parametru $(\alpha-1)$ z přílohy č. XVIII je $-1,595 > -1,95$ kritická hodnota DF testu bez konstanty na 5% hladině významnosti.

(ii) Hypotéza nebyla potvrzena, struktura přímých materiálových nákladů je nestabilní.

Graf č. 7: Vývoj hektarových nákladů hnojiv a prostředků ochrany rostlin (Kč/ha)

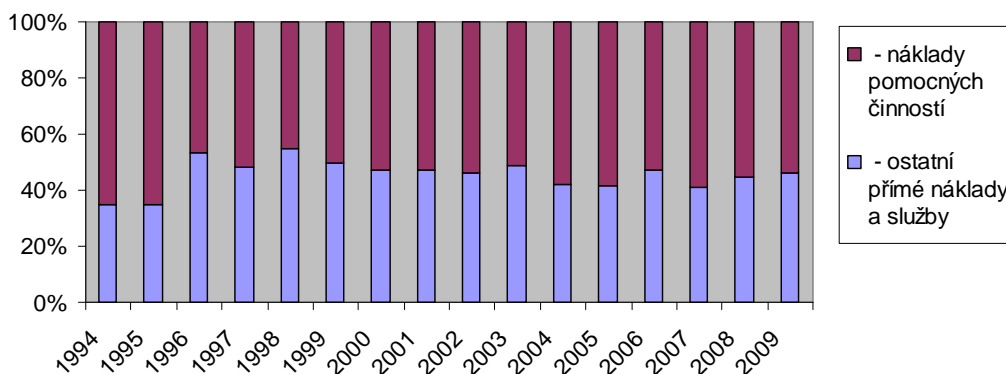


Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní EXCEL

Poslední a z hlediska významnosti podílu na tvorbě hodnoty druhou nejvýznamnější složkou kalkulace celkových hektarových nákladů, jsou hektarové provozní náklady, které se skládají z položek přímo přiřaditelných nákladů pomocných činností a ostatních přímých nákladů a služeb, jak je zřejmé z grafu č. 8. Do položky přímo přiřaditelných nákladů pomocných činností patří zejména: spotřeba vlastní produkce při výrobě, práce traktorů, sklízecích mlátiček, nákladní autodopravy, potahů, těžkých mechanismů a přímo přiřaditelné odpisy těchto strojů. Do položky ostatních přímých nákladů a služeb patří zejména: spotřeba ostatních neskladovatelných a přímo přiřaditelných dodávek jako je voda, plyn, energie a PHM. Pojistné uzavřené s jednotlivými pojišťovnami na plodinu, pachtovné, nájemné za stroje a budovy, práce agrochemických a jiných podniků, daň z nemovitostí a pozemků, externí náklady na opravy a udržování těchto strojů, zařízení a budov, jejichž odpisy patří k přímým nákladům. Provozní hektarové náklady obsahují tedy víceméně stejné nákladové položky, které se objevují v položce režijních

hektarových nákladů výroby s tím rozdílem, že provozní náklady obsahují přímo přiřaditelné náklady danému úseku činnosti a není tedy nutné je nejdříve seskupovat a pak určovat podíl příslušného výkonu na vzniku celopodnikové rozvrhové základny.

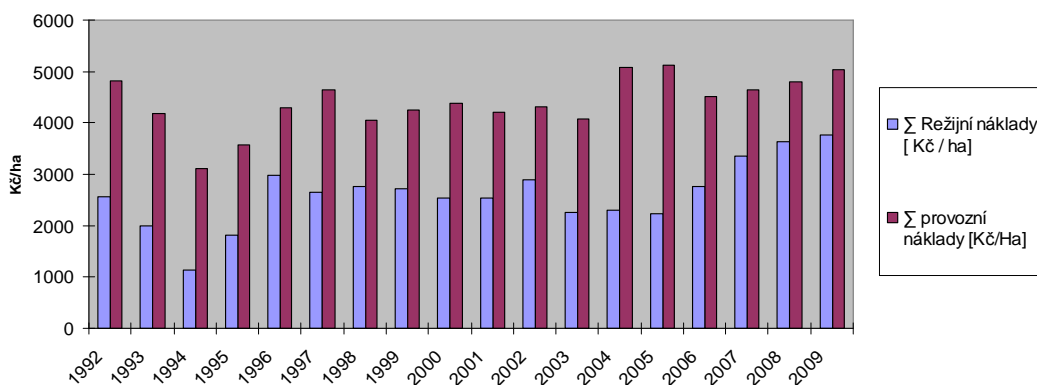
Graf č. 8: Vývoj relativního podílu složek přímých provozních nákladů (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

Z grafu č. 9 je zřejmé, že stejně jako v případě režijních hektarových nákladů je růst přímých provozních hektarových nákladů pozvolný, resp. v dlouhodobém trendu relativně klesající a víceméně s výjimkou roků 2004, 2005 kopíruje vývoj režijních hektarových nákladů.

Graf č. 9: Vývoj provozních a režijních hektarových nákladů (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

(iii) *H₀: Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu přímo přiřaditelných provozních hektarových nákladů.*

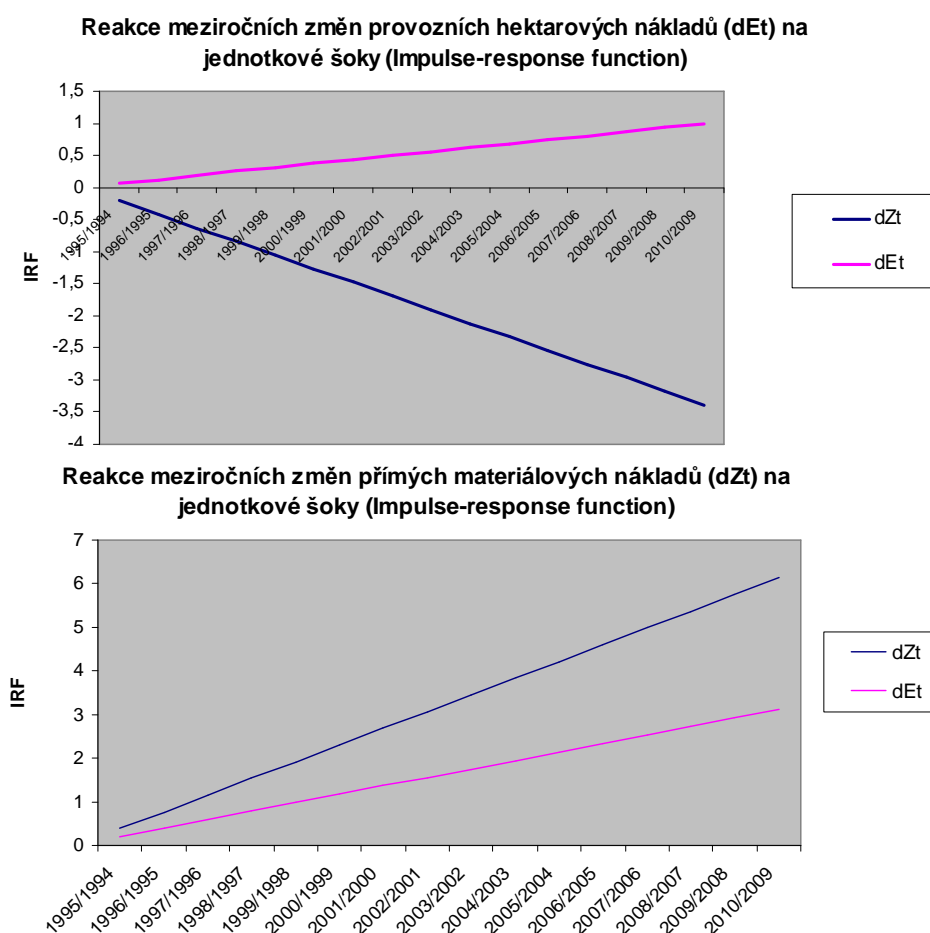
Z přílohy č. XIX je zřejmé, že časová řada proměnné E_t – Provozní náklady [Kč / ha] je nestacionární, H_0 o existenci jednotkového kořene se nezamítá, protože t -hodnota parametru $(\varepsilon-1)$ je $-2,159 > -2,99$ kritická hodnota DF testu na 5% hladině významnosti. Časové řady dat proměnných E_t – Provozní hektarové náklady, Z_t – Přímé materiálové hektarové náklady jsou stacionarizovány diferencemi 1. řádu, protože u těchto časových řad není na základě DF testu jednotkového kořenu prokázána existence kointegračního vektoru a je proto správné použít redukovaný tvar modelu VECM, což je aplikace VAR modelující systém endogenní závislosti stacionárních proměnných. V návaznosti na tuto aplikaci je provedena impulse-response analýza těchto dvou proměnných, protože mají nejvýznamnější podíl na tvorbě hodnoty kalkulačního úseku činnosti a je proto vhodné analyzovat vývoj struktury úplných vlastních nákladů (Kč/ha) prostřednictvím testování regresní závislosti nejvýznamnější složek této struktury. Diferencování časových řad nejdůležitějších proměnných dané struktury je z metodického hlediska tak jako tak žádoucí, protože hodnotové ukazatele nákladovosti pěstování semene řepky FADN ČR (zpracované UZEI) jsou vykázané v nominálních cenách, díky čemuž lze očekávat, že se budou časové řady vyvíjet (nestacionárně) podobným způsobem. Řád zpoždění proměnných je v modelu VAR zvolen s ohledem na malou délku časových řad proměnných, resp. s ohledem na získání co největšího počtu stupňů volnosti. Následující aplikace modelu VAR, kterou jsou analyzovány časové řady meziročních změn přímých materiálových a přímo přiřaditelných provozních nákladů úseku činnosti, jak je uvedeno v příloze č. XX, je tak limitována zejména délkou pozorování těchto časových řad.

Účelem je zejména měřit dopad (reakci) jednotkového exogenního šoku (impulsu) proměnné ΔZ_t systému časové řady meziročních změn přímých materiálových nákladů v okamžiku t na hodnotu proměnné ΔE_t systému časové řady meziročních změn přímo přiřaditelných provozních hektarových nákladů v okamžiku $t + s$, za předpokladu, že všechny ostatní šoky zůstávají nulové. S rostoucím „ s “ v čase je získána funkce, která popisuje odezvu proměnné ΔE_t na jednotkový exogenní šok v proměnné ΔZ_t . Impulse-response funkce tak de facto říká, jak se bude měnit proměnná ΔE_t při jednotkové změně proměnné ΔZ_t . Pro získání jednotkových exogenních šoků je původní model transformován procesem tzv. „*ortogonalizace reziduí*“ a to tak, aby neobsahoval korelované náhodné složky. Rezidua obou funkcí časových řad proměnných tedy nejsou

po procesu ortogonalizace reziduí zkorelovaná, to je zcela zřejmé jak z přílohy č. XXI, tak z přílohy č. XXII, v rámci které se až do 6. řádu zpoždění nezamítá nulová hypotéza o neexistenci autokorelace náhodné složky modelu.

Odhad parametrů a úprava definovaného modelu VAR procesem ortogonalizace reziduí s konečnou úpravou modelu do tvaru vhodného pro aplikaci impulse-response analýzy, jejíž výsledek je zobrazen na níže uvedeném grafu č. 10, je součástí přílohy č. XXIII, XXIV a č. XXV této práce.

Graf č. 10: Impulse-response analýza meziročních změn provozních a přímých materiálových nákladů úseku činnosti (Kč/ha)



Zdroj: vlastní zpracování EXCEL

(iii) Hypotéza byla potvrzena, růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu přímých provozních hektarových nákladů.

5.1.2 Analýza intenzifikačních nákladů

(iv) *H₀: Zvyšování nákladů intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech v Kč/ha je efektivní.*

$$y_{1t} = fce(x_{2t}); y_{2t} = fce\left(\frac{1}{y_{1t}}\right); y_{3t} = y_{1t} * y_{2t}$$

Endogenní proměnné

y_{1t}hektarový výnos [t / ha]

y_{2t}vlastní náklady semene řepky [Kč / t]

y_{3t}celkové vlastní náklady hlavního výkonu [Kč / ha]

Exogenní (predeterminované) proměnné

x_{2t}přímé materiálové náklady [Kč / ha]

→ osiva

→ hnojiva

→ prostředky ochrany rostlin

→ ostatní přímý materiál

Na základě dat z přílohy č. XXVI je žádoucí ověřit hypotézu o efektivnosti intenzifikačních hektarových nákladů, která byla víceméně předpokládána ve výše uvedených teoretických úvahách. V roce 2003 došlo k vymrznutí porostů řepky, po kterém následovalo velké sucho ve vegetačním období. V tomto důsledku se u podniků FADN ČR (zpracováno ÚZEI) snížily hektarové výnosy v průměru až na 1,61 t/ha. Toto odlehle pozorování pochází evidentně z jiného populačního souboru a proto by mělo být aproximováno nějakou vyrovnanou hodnotou (účelem je posoudit vliv intenzifikačních nákladů na hektarový výnos ceteris paribus). Odlehle pozorování je z podkladových dat odstraněno následujícím způsobem:

$$y_{1.2003}^* = \frac{(\bar{y}_1 - y_{1.2003})}{\sigma_{y_1}} = \frac{(2,74 - 1,61)}{0,4628685} = 2,44$$

Protože je proměnná y_{2t} výslednicí proměnných y_{3t} a y_{1t} je zároveň normována pro postižený rok 2003 také relevantní hodnota proměnné y_{2t} .

$$y_{2.2003}^* = \frac{y_{3.2003}}{y_{1.2003}^*} = \frac{17122}{2,44} = 7017$$

Níže uvedený rekurzivní model reprezentuje dopřednou vazbu endogenních proměnných při verifikaci nulové hypotézy o efektivnosti zvyšování intenzifikačních

hektarových nákladů, jež jsou v modelu predeterminovány. V příloze č. XXVII je uveden odhad strukturálních parametrů lineární funkce $y_{1t} = \gamma_{11} + \gamma_{12} * x_{2t} + u_{1t}$.

$$y_{1t} = \gamma_{11} + \gamma_{12} * x_{2t} + u_{1t}; \quad y_{2t} = e^{(\gamma_{21} + \beta_{21} * \frac{1}{y_{1t}} + u_{2t})}; \quad y_{3t} = y_{1t} * y_{2t}$$

Z přílohy č. XXVII je zřejmé, že oba strukturální parametry (1,99687 a 0,00010668) jsou statisticky vysoce významné, index determinace $R^2 = 0,518602$ signalizuje, že model má průměrnou vysvětlovací schopnost variability hektarových výnosů (t/ha) při daných úrovních intenzifikačních nákladů (Kč/ha) za jinak stejných podmínek.

Z přílohy č. XXVIII je zřejmé, že pravděpodobnost výskytu testového kritéria homoskedasticity v modelu je velká. H_0 o tom, že jednotlivé úrovně výběrových dat predeterminovaného faktoru mají stejnou hustotu pravděpodobnosti, resp. že rozptyl náhodné složky (= rozptyl vysvětlované proměnné) je konstantní a tudíž nezávislý na variabilitě exogenní proměnné (homoskedasticita) se nezamítá.

Z přílohy č. XXIX je zřejmé, že v modelu není přítomna autokorelace 1. resp. 2. řádu. Pravděpodobnost výskytu nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti regresních koeficientů náhodných složek je velká, resp. větší než uvažovaná hladina významnosti $\alpha = 0,05$ a H_0 o nepřítomnosti autokorelace v modelu z přílohy č. XXVII se nezamítá.

Z přílohy č. XXX je zřejmé, že rezidua modelu z přílohy č. XXVII pochází z populace s normálním rozdělením. Pravděpodobnost výskytu testového kritéria je velká na dané hladině významnosti a H_0 o normálním rozdělení reziduální složky se proto nezamítá. Odhady parametrů γ_{11} a γ_{12} musí proto také pocházet z normálně rozděleného populačního souboru, protože jsou funkcí náhodné složky. Je verifikován odhad PRF:

$$\hat{y}_{1t} = 2 + 0,000107 * x_{2t} + u_{1t}$$

Lineární funkci \hat{y}_{1t} , která umožňuje odhadnout průměrné hektarové výnosy podniků FADN ČR, je teoreticky možné nahradit nelineární funkcí mocninou (obě funkce mají shodný koeficient determinace $R^2 \doteq 0,52$ a jsou lineární v parametrech):

$$y_{1t} = \gamma_{11} * x_{2t}^{\gamma_{12}} * u_{1t}, \quad \text{po logaritmické transformaci:} \quad \ln y_{1t} = \ln \gamma_{11} + \gamma_{12} \ln x_{2t} + \ln u_{1t}$$

po adekvátní substituci $Y = \ln y_{1t}$, $X = \ln x_{2t}$, $V = \ln u_{1t}$ a aplikaci kritéria nejmenších čtverců (prostřednictvím aplikace Gretl je zjištěno, že strukturální parametry jsou

statisticky významné, v modelu není heteroskedasticita ani autokorelace) výsledný tvar alternativní PRF:

$$Y = - 1,47098 + 0,281009 * X + V$$

po zlogaritmování úrovně konstanty a zpětné transformaci:

$$\hat{y}_{1t} = 0,2297 * x_{2t}^{0,281009} * u_{1t}, \text{ kde}$$

koeficient 0,281 je produkční pružnost E_p , která je velmi blízká produkční pružnosti $E_p=0,284$ % získané z původní lineární funkce $\hat{y}_{1t}=2+0,000107*x_{2t}+u_{1t}$, pro průměrnou hodnotu přímých materiálových nákladů, jak je uvedeno v rámci přílohy č. XXXI. Když se zvýší úroveň přímých materiálových nákladů o 1000 Kč/ha, tak se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší za jinak stejných podmínek průměrný hektarový výnos o 107 Kg. Respektive pokud se zvýší úroveň intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech osiv, hnojiv a prostředků ochrany rostlin v Kč/ha o 1 %, tak se zvýší za jinak stejných podmínek průměrný hektarový výnos v t/ha o 0,284 (0,281) %, tj. méně než proporcionálně. Poněvadž $0 < E_p < 1$, je možné se domnívat, že u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí byly v průměru za období 1992-2009 užívány intenzifikační vstupy za jinak stejných podmínek racionálně.

V metodice nákladovosti zemědělských produktů UZEI jsou průměrné vlastní náklady semene řepky (Kč/t) výslednicí celkových průměrných hektarových nákladů (Kč/ha) a příslušného průměrného hektarového výnosu (t/ha). Následující logaritmicko-lineární reciprokový vztah (exponenciální funkce) zachycuje prostřednictvím teoretického hektarového výnosu (t/ha) zprostředkovaný vliv intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech hnojiv, osiv a prostředků ochrany rostlin (Kč/ha) na výslednou kalkulační jednici. Teoretické hektarové výnosy (\hat{y}_{1t}) jsou uvedeny v rámci přílohy č. XXXII. Celkové hektarové náklady (Kč/ha) jsou naopak vysvětlovány (graf č. 13).

$$y_{2t} = e^{(\gamma_{21} + \beta_{21} * \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t})}$$

po semilogaritmické transformaci jsou v rámci přílohy č. XXXIII odhadovány MNC strukturální parametry logaritmicko-lineárního reciprokého růstového modelu:

$$\ln y_{2t} = \gamma_{21} + \beta_{21} * \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t}$$

Oba parametry (10,2383 a - 4,31753) jsou statisticky vysoce významné, index determinace $R^2 = 0,616028$ signalizuje, že model má dobrou vysvětlovací schopnost variability logaritmu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) při daných úrovních teoretických hektarových výnosů (t/ha), jež jsou lineární funkcí predeterminovaných intenzifikačních nákladů (Kč/ha) za jinak stejných podmínek.

Z přílohy č. XXXIV je zřejmé, že H_0 o statistické nevýznamnosti regresních parametrů v pomocném modelu pro testování variability reziduí, resp. vysvětlované proměnné v závislosti na variabilitě vysvětlující proměnné, se nezamítá, parametry nejsou statisticky významné a rozptyl náhodné složky je proto konstantní, resp. není statisticky významně variabilní. V modelu z přílohy č. XXXIII není heteroskedasticita.

Z přílohy č. XXXV je zřejmé, že v modelu z přílohy č. XXXIII není přítomna významná autokorelace náhodných složek. Pravděpodobnost výskytu nulové hypotézy o statistické nevýznamnosti regresních koeficientů náhodných složek v pomocném regresním modelu je velká, resp. větší než uvažovaná hladina významnosti $\alpha = 0,05$, H_0 platí ve více než 95 % případů a proto se nezamítá.

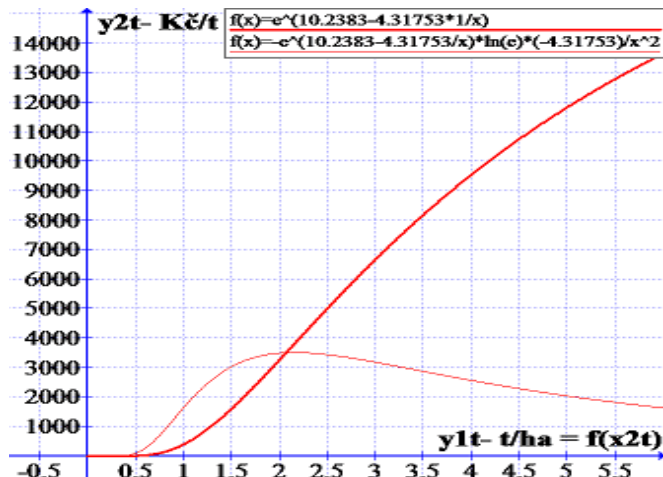
Z přílohy č. XXXVI je zřejmé, že rezidua modelu z přílohy č. XXXIII pochází z normálně rozděleného základního souboru, H_0 se nezamítá, protože pravděpodobnost platnosti je téměř 76 %. Odhady populačních parametrů β_{21} a γ_{21} pochází proto také z normálně rozděleného populačního souboru. Je tedy verifikován odhad PRF vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t) ve tvaru:

$$\ln \hat{y}_{2t} = 10,2383 - 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t}, \text{ po zpětné semilogaritmické transformaci:}$$

$$\hat{y}_{2t} = e^{(10,2383 - 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t})}$$

V příloze č. XXXVII je uveden výpočet teoretických vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t). Výsledná nákladová funkce \hat{y}_{2t} , která je zobrazena na níže uvedeném grafu č. 11, umožňuje odhadnout průměrné vlastní náklady semene řepky (Kč/t) u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí při daných úrovních průměrných hektarových výnosů (t/ha), jež tyto podniky teoreticky dosahují a to při daných úrovních intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech (Kč/ha).

Graf č. 11: Nákladová funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t, osa y) v závislosti na teoretickém hektarovém výnosu (t/ha, osa x)



$$\hat{y}_{2t} = e^{(10,2383 - 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}})}$$

$$\hat{y}'_{2t} = e^{(10,2383 - 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}})} * 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}^2}$$

$$\frac{\partial \hat{y}'_{2t}}{\partial \hat{y}_{1t}} = 0, \text{ resp. } \hat{y}''_{2t} = 0$$

Inflexní bod:

$$\hat{y}_{1t} = 2,158765, \hat{y}_{2t} = 3783,104$$

Zdroj: Vlastní výpočet aplikace GRAPH

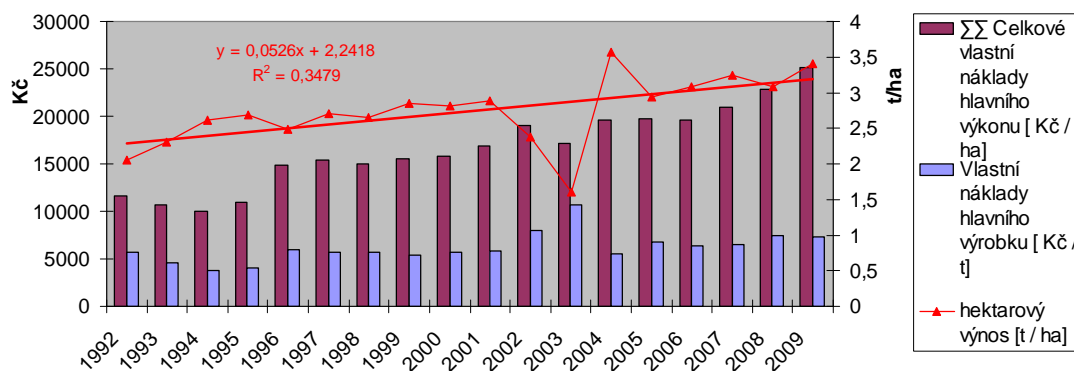
Vlastní náklady semene řepky, v závislosti na teoretickém hektarovém výnosu, absolutně pořád rostou, pouze míra růstu těchto nákladů je klesající (konkávní křivka) a to až od hodnoty argumentu $\hat{y}_{1t} = 2,158765$. Do hodnoty argumentu $\hat{y}_{1t} = 2,158765$ se vlastní náklady semene řepky zvyšující s hodnotou argumentu rostoucím o jednotku více než proporcionálně, resp. jak absolutně tak také relativně rostou (konvexní křivka).

Strukturální a redukovaný tvar modelu je součástí přílohy č. XXXVIII. Když se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší průměrný hektarový výnos o tunu, tak se u těchto podniků sníží za jinak stejných podmínek průměrná míra růstu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) o 4,31753 %. Z redukovaného tvaru modelu je zřejmé, že když se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší přímé materiálové náklady (Kč/ha) o 1000 Kč, tak se u těchto podniků sníží za jinak stejných podmínek průměrná míra růstu úplných vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) o 0,46059 %. Při konstrukci nákladové funkce kalkulační jednice bylo vhodné předpokládat reciprokový růstový model, jehož redukovaný tvar dokazuje, že intenzifikační náklady (Kč/ha) snižují prostřednictvím hektarových výnosů za jinak stejných podmínek míru růstu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t). Kvůli základu této zákonitosti (postulované do modelu), která vyplývá z metodiky kalkulace, musí být odhadnutá PRF

vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) inverzní (reciproká) vzhledem ke klasickému průběhu nákladové „S“ křivky. Z tohoto důvodu by měla racionální výrobě s plným využitím režijních a provozních hektarových nákladů odpovídat atypicky konkávní část křivky z grafu č. 11, tj. výroba při hektarovém výnosu alespoň 2,158765, pro kterou musí platit, že je nákladová pružnost menší než jedna, tj. $E_c < 1$. Poněvadž pro inflexní bod nákladové funkce platí: $\hat{y}_{1t} = 2,158765$, $\hat{y}_{2t} = 3783,1036$ a průměrný teoretický hektarový výnos produkce podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí je za období 1992–2009 $\bar{y}_{1t} = 2,79$, tak by měla být bodová pružnost nákladové funkce z grafu č. 11 skutečně $E_c < 1$, jak je dokázáno v rámci přílohy č. XXXIX.

Na základě přílohy č. XXXIX lze konstatovat, že když se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší hektarový výnos v průměru o 1 %, tak se u těchto podniků zvýší za jinak stejných podmínek vlastní náklady semene řepky (Kč/t) v průměru o 0,1988 %, tj. méně než proporcionálně. Skutečný vliv hektarového výnosu na vlastní náklady semene řepky (Kč/t) je zachycen na níže uvedeném grafu č. 12 (citlivost viz. rok 2003). Vzhledem k tomu, že jsou skutečné hektarové výnosy v rámci dané populace FADN ČR v průměru větší než $\hat{y}_{1t} = 2,158765$, tak musí být intenzifikační náklady v průměru za období 1992–2009 a za jinak stejných podmínek efektivní.

Graf č. 12: Vliv t/ha výnosů na vlastní náklady semene řepky Kč/t

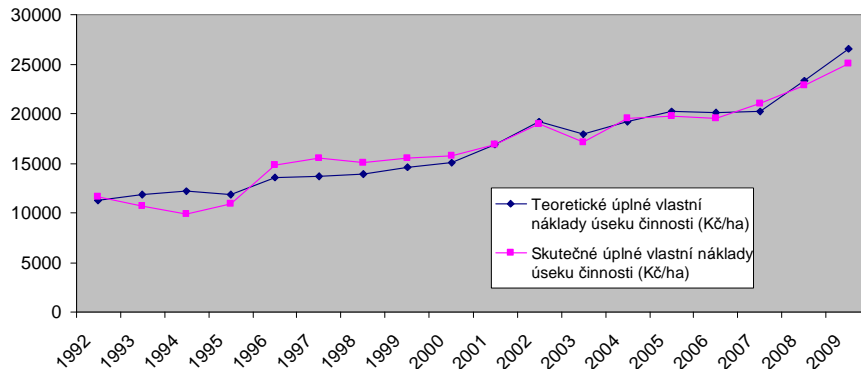


Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

(iv) Hypotéza byla potvrzena, zvyšování intenzifikačních hektarových nákladů v přímých materiálových nákladech je efektivní.

V příloze č. XL je proveden výpočet úplných vlastních nákladů úseku činnosti z rekurzivního modelu a v níže uvedeném grafu č. 13 je zachycen vývoj takto zjištěných nákladů vzhledem k vývoji skutečných vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha).

Graf č. 13: Vývoj úplných vlastních nákladů úseku činnosti z rekurzivního modelu vzhledem ke skutečným vlastním nákladům úseku činnosti (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

5.1.3 Produkčně-nákladová funkce místa vzniku nákladů

Cílem je sestavit dynamický simultánní produkčně-nákladový model. Eliminace trendu (stacionarizace) v časových řadách z nákladovosti zemědělských produktů FADN ČR (zpracováno ÚZEI) je provedena (za předpokladu že je příslušná proměnná TS) zahrnutím časové proměnné mezi vysvětlující proměnné modelu. Exogenní proměnné není nutné za účelem dynamizace modelu diferencovat, produkčně-nákladový model může být aplikován s časovým vektorem aproximujícím autokorelační strukturu.

(v) H_0 : Mezi hektarovými výnosy (t/ha) a vlastními náklady semene řepky ($Kč/t$) existuje nepřímý simultánní vztah.

$$y_{1t} = fce(y_{2t}, x_{2t}, x_{4t}); y_{2t} = fce(y_{1t}, x_{3t}, x_{4t})$$

$$y_{1t} = \gamma_{11} + \beta_{12} * y_{2t} + \gamma_{12} * x_{2t} + \gamma_{14} * x_{4t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_{21} + \beta_{21} * y_{1t} + \gamma_{23} * x_{3t} + \gamma_{24} * x_{4t} + u_{2t}$$

Endogenní proměnné:

y_{1t}hektarový výnos [t/ha]

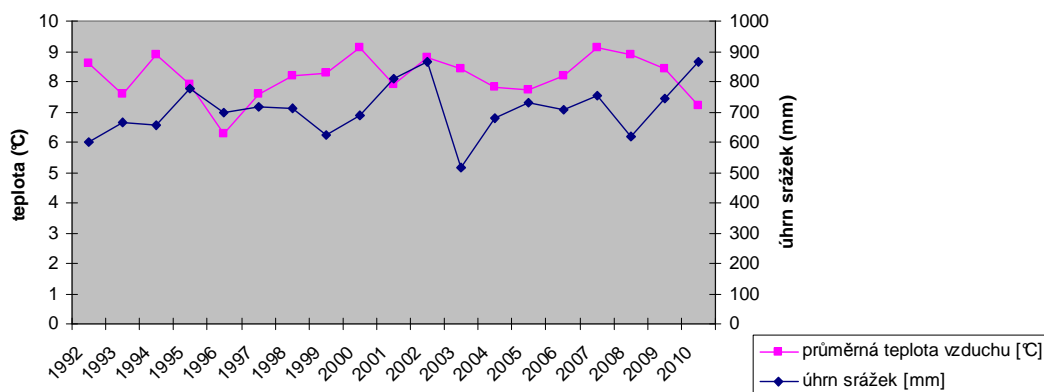
y_{2t}vlastní náklady halvního výrobku [$Kč/t$]

Exogenní (predeterminované) proměnné:

- x_{2t}Průměrný úhrn srážek [mm]
 x_{3t}(Přímé materiálové náklady [Kč/ha] / Index cen průmyslových výrobců CZ-CPA, CE201)
 x_{4t}Vektor časové proměnné (t)

Protože časová řada hektarových výnosů je zatížena strukturálním šokem v roce 2003, kdy bylo ve vegetačním období relativně sucho a kvůli mrazu došlo ke snížení hektarových výnosů produkce, je potřeba zohlednit tuto situaci v ekonometrickém modelu výběrem vhodných dat, které tento stav dostatečně reprezentují, to lze např. průměrnými hodnotami veličin, které zveřejňuje ČHMÚ a jejichž vývoj je zobrazen na níže uvedeném grafu č. 14. Nepříznivý vliv průběhu počasí působí nejen na produkci, ale také na náklady a v konečném důsledku na nabídku a cenu v odvětví. Kvůli snaze vyhnout se v konstruovaném modelu multikolinearitě je do modelu zahrnuta pouze proměnná úhrnu srážek [mm], která v modelu lépe reprezentuje vliv počasí s ohledem na stav roku 2003. Nízký úhrn srážek ve vegetačním období a naopak vyšší úhrn srážek v období sklizně negativně ovlivňuje kvalitu a množství sklizené produkce.

Graf č. 14: Vývoj průměrné roční teploty a úhrnu srážek

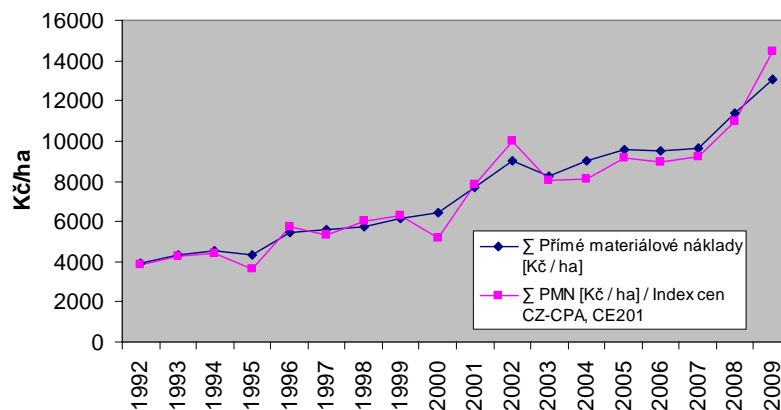


Zdroj: ČHMÚ, vlastní zpracování EXCEL

Protože intenzifikační vstupy v přímých materiálových nákladech jsou dále považovány za hlavní predeterminovanou proměnnou, je alespoň částečně zohledněn aspekt cenového vývoje (průměrné cenové hladiny) a to pomocí indexu cen průmyslových výrobců CZ-CPA, CE201 – Základní chemické látky, hnojiva a dusíkaté

sloučeniny, stejné období předchozího roku = 100 (průměr od počátku roku), který plní v níže uvedené analýze funkci cenového deflátoru, jak je uvedeno níže na grafu č. 15.

Graf č. 15: Vývoj přímých materiálových nákladů (Kč/ha) přepočtených cenovým deflátorem (index CZ-CPA, CE201)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ČSÚ, vlastní zpracování EXCEL

Ověření, jestli je časová řada y_{1t} trendově stacionární podle modelu $Y_t = \delta_1 + \delta_2 * t + u_t$, resp. podle pomocného regresního modelu $u_t = \alpha * u_{t-1} + \varepsilon_t$ ověřením charakteru reziduální složky ε_t na základě její ACF a PACF, je uvedeno v příloze č. XLI a č. XLII. Na základě pomocného regresního modelu z přílohy č. XLII je testována v příloze č. XLIII autokorelace reziduální složky. Ověření, jestli je časová řada y_{2t} trendově stacionární je provedeno stejným způsobem v přílohách č. XLIV, č. XLV a č. XLVI.

Obě časové řady endogenních proměnných y_{1t} a y_{2t} jsou trendově stacionární, protože hodnoty ACF a PACF reziduálních složek v obou pomocných modelech nejsou statisticky významné na 5% hladině významnosti (přílohy č. XLII a č. XLV), což je potvrzeno v obou Breusch-Godfrey testech autokorelace náhodných složek v rámci příloh č. XLIII, č. XLVI. Odhad modelu je proveden DMNČ v rámci příloh č. XLVII, č. XLIX. Výsledný strukturální a redukovaný tvar identifikovaného modelu je v příloze č. LI.

Z příloh č. XLVII a č. XLIX je zřejmé, že strukturální parametry γ_{12} a γ_{23} nejsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Dle F-testů je ovšem zřejmé, že obě rovnice jsou na této hladině významnosti statisticky významné jako celek. Indexy determinace $R^2 = 0,912823$, resp. $0,938437$ naznačují, že vysvětlovací schopnost predeterminovaných dat je výborná. Z příloh č. XLVIII a č. L je dále zřejmé, že v obou

rovnících endogenních proměnných není přítomna heteroskedasticita, protože pravděpodobnost platnosti nulové hypotézy o její nepřítomnosti je dle Pesaran-Taylor testu v obou případech velká, p -value = 0,716266, resp. 0,74405. V obou rovnících endogenních proměnných se nevyskytuje ani autokorelace náhodných složek, protože dle LM testu 3. řádu autokorelace je pravděpodobnost platnosti nulové hypotézy o její nepřítomnosti v obou případech velká (p -value = 0,785486, resp. 0,744763).

Z přílohy č. LI je zřejmé, že když se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší průměrný hektarový výnos o 213 (100) kg/ha, tak se u těchto podniků sníží za jinak stejných podmínek vlastní náklady semene řepky o 724,2 (340) Kč/t. Zároveň platí, že když se u těchto podniků sníží vlastní náklady semene řepky o 724,2 (1000) Kč/t, tak se u těchto podniků zvýší za jinak stejných podmínek průměrný hektarový výnos produkce o 154,25 (213) kg/ha.

(v) Hypotéza byla potvrzena, mezi hektarovými výnosy (t/ha) a vlastními náklady semene řepky (Kč/t) existuje relativní nepřímý simultánní vztah.

Dále je nutné podrobněji analyzovat vliv hektarových výnosů na vývoj vlastních nákladů semene řepky (Kč/t), protože je tak možné zjistit, jestli byly spotřebovávány celkové vlastní náklady úseku činnosti (Kč/ha) efektivní, jelikož jejich cílem je tvorba hodnoty v podobě hektarového výnosu. Pokud byl růst vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) meziročně klesající (degresivní), tak to musí znamenat, že růst celkových vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) byl z hlediska tvorby hodnoty efektivní, protože tvorba hektarových výnosů musela být nadproporcionální. V případě, že je růst skutečných hektarových výnosů efektivní (progresivní), tak to musí znamenat, že jsou efektivní nejenom meziročně rostoucí přímé materiálové náklady, jak bylo prokázáno v hypotéze (iv), ale že jsou v rámci dané struktury efektivní při klesajícím relativním podílu také ostatní (kromě mzdových) hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti, což je vzhledem k předcházející analýze očekáváno.

(vi) H_0 : Hodnototvorná funkce (růst) celkových vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) je v průměru za období 1992-2009 efektivní.

Předpokládán je model nákladové funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t):

$$y_{1t} = \gamma_0 + \gamma_{12} * x_{2t} + \gamma_{22} * x_{2t}^2 + \gamma_{32} * x_{2t}^3 + u_{1t}$$

y_{1t}vlastní náklady semene řepky [Kč/t]

x_{2t}hektarový výnos [t/ha]

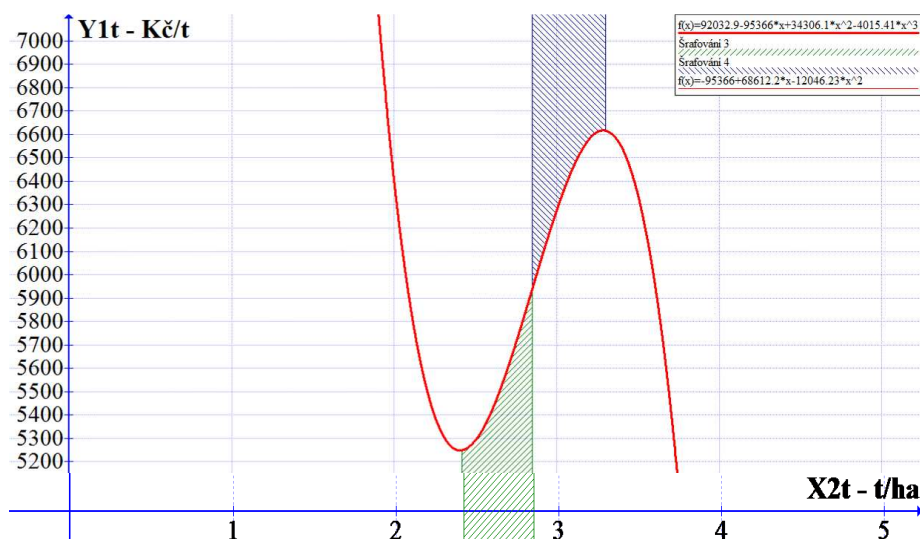
Z přílohy č. LII je zřejmé, že strukturální parametry odhadované funkce nejmenších čtverců jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Model jako celek je dle F-testu také statisticky významný. Index determinace $R^2 = 0,609184$ je dobrý. Z přílohy č. LIII je zřejmé, že v modelu není přítomna heteroskedasticita, protože pravděpodobnost platnosti nulové hypotézy o její nepřítomnosti je podle Breusch-Pagan, resp. LM testu velká, p-value = 0,114182. Z přílohy č. LIV je dále zřejmé, že v modelu se nevyskytuje ani autokorelace náhodné složky, protože dle Breusch-Godfrey, resp. LMF testu je pravděpodobnost platnosti nulové hypotézy o nepřítomnosti autokorelace 5. řádu velká, p-value = 0,866. Výsledkem aplikace MNČ je polynomická PRF 3. řádu z grafu č. 16:

$$\hat{y}_{1t} = 92032,9 - 95366 * x_{2t} + 34306,1 * x_{2t}^2 - 4015,41 * x_{2t}^3 + u_{1t}$$

Graf č. 16: Nákladová funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t, osa y) v závislosti na skutečném hektarovém výnosu (t/ha, osa x)

$$\frac{\partial^2 y_{1t}}{\partial x_{2t}^2} = 0, \text{ resp. } -95366 + 68612,2 * x_{2t} - 12046,23 * x_{2t}^2 = 0$$

Inflexní bod: $x_{2t} = 2,8478$, $\hat{y}_{1t} = 5932,89$



Zdroj: Vlastní výpočet, aplikace GRAPH

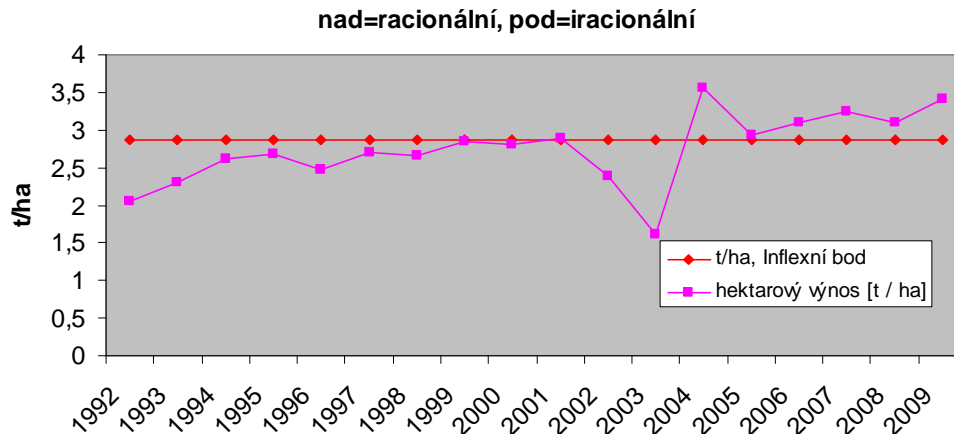
Stejně jako při verifikaci hypotézy (iv) je zřejmé, že nákladová funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) má opačný tvar „S“ křivky než říká ekonomická teorie. Důvod, proč tomu tak je, je stejný jako v předcházejícím případě. Jak bylo verifikováno v rámci hypotézy (v) mezi hektarovými výnosy produkce (t/ha) a vlastními náklady semene řepky (Kč/t) existuje v období 1992–2009 nepřímý simultánní vztah projevující se při meziročním růstu obou těchto veličin. Odhadnutá PRF vlastních nákladů semene řepky tak musí být inverzní vzhledem ke klasickému průběhu nákladové „S“ křivky. Poněvadž pro inflexní bod nákladové funkce platí: $x_{2t} = 2,8478$, $\hat{y}_{1t} = 5932,89$ a průměrný hektarový výnos produkce podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí je za období 1992-2009 $\bar{x}_{2t} = 2,74$, tak by měla být bodová nákladová pružnost spočítaná rozdílovým koeficientem pružnosti pro průměrnou hodnotu argumentu x_{2t} větší než jedna, tj. $E_c > 1$, jak je dokázáno v příloze č. LV. Z důvodů uvedených výše by však teoreticky měla odpovídat racionální výrobě v letech 1992-2009 naopak konkávní část křivky, tj. oblast grafu č. 16 pro hektarový výnos větší než 2,8478.

Na základě přílohy č. LV lze konstatovat, že pokud se u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí zvýší hektarový výnos v průměru o 1 %, tak se u těchto podniků zvýší za jinak stejných podmínek vlastní náklady semene řepky (Kč/t) v průměru o 1,68295 %. Poněvadž platí $E_c > 1$, je možné se domnívat, že výroba u podniků FADN ČR nebyla v průměru za období 1992-2009 racionální, resp. že celkové vlastní náklady úseku činnosti (Kč/ha) nebyly za toto období u těchto podniků v průměru efektivní, protože hektarové výnosy nebyly za jinak stejných podmínek v průměru progresivní.

(vi) Hypotéza nebyla potvrzena, hodnototvorná funkce (růst) celkových vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) není v průměru za období 1992-2009 efektivní.

Závěry výše uvedených analýz ohledně efektivnosti různých částí vývoje struktury hektarových nákladů nejsou zamítnutím hypotézy (vi) zcela vyloučeny, protože výše uvedené analýzy jsou konkrétnější, resp. jejich závěry byly formulovány na základě postulace konkrétních faktorů do modelů (počasí prostřednictvím průměrného úhrnu srážek a zejména přímé materiálové náklady) za jinak stejných podmínek. Grafu č. 17 zobrazuje vývoj skutečných hektarových výnosů vzhledem k hodnotě hektarového výnosu v inflexním bodu nákladové funkce semene řepky (Kč/t) z grafu č. 16.

Graf č. 17: Kolísání hektarového výnosu (t/ha) okolo hodnoty inflexního bodu nákladové funkce kalkulační jednotice výroby (Kč/t) z grafu č. 16



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

5.2 Vývoj průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene

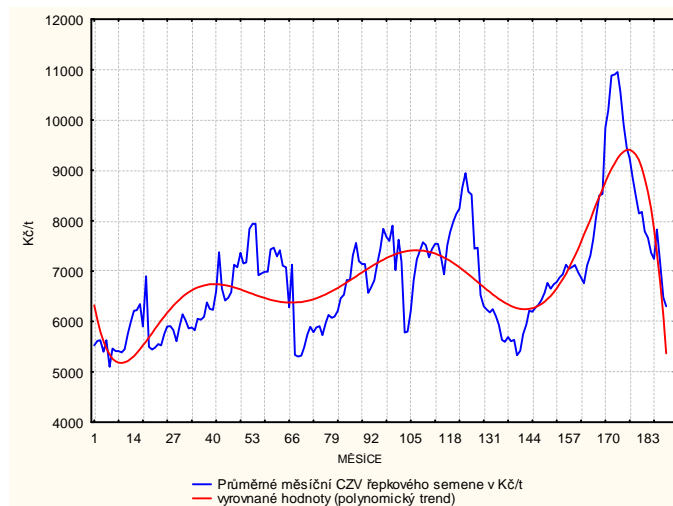
Časová řada průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t) za období leden 1994 – září 2009 je aproximována odhadnutou polynomičnou trendovou funkcí z přílohy č. LVI. Relevantní jsou zejména nabídkové šoky. Z grafu č. 18 je např. zřejmé, že v roce 2003 došlo k velkému vymrznutí porostů řepky a během vegetačního období bylo velké sucho, tj. zhruba 120. měsíc od začátku ledna 1994. Tento negativní nabídkový šok způsobil, že se náhle snížila produkce v odvětví. V tomto důsledku se s časovým zpožděním jednoho výrobního cyklu zvyšovala cena produkce.

(vii) Ho: Kvůli negativnímu vlivu počasí a jiných faktorů nebo kvůli rostoucí poptávce po řepkovém semeni roste v období 2004–2012 průměrná realizační cena tuny semene.

Z grafu č. 18 je zřejmé, že časová řada cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t) je zřejmě trendově nestacionární. To je nutné ověřit, stejně tak jako sezónní stacionaritu, která se dá vzhledem k celoroční nabídce (prodej ze zásob) a poptávce řepkového semene na trhu očekávat. Pro ověření vlivu sezónní složky s 12 sezónami (střídání měsíců) existuje více postupů. Za předpokladu, že výběrové soubory pocházejí z populace s normálním rozdělením s tím, že rozptyly nejsou v těchto základních souborech, které jsou vymezeny sezónním faktorem, statisticky významně odlišné, je

možno použít analýzu rozptylu a tak určit statistickou významnost sezónní složky, resp. stacionaritu časové řady a to na základě testování statistické významnosti výběrových průměrů v rámci jednotlivých sezónních tříd. Vše je uvedeno v příloze č. LVII.

Graf č. 18: Vývoj průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t), 1994/1–2009/9



Polynomická trendová funkce s $R^2=0,64$:

$$Y_t = 666435 - 37103 \cdot t + 3041 \cdot t^2 - 0,956 \cdot t^3 + 0,01475 \cdot t^4 - 0,00011867 \cdot t^5 + 4E-07 \cdot t^6 - 7E-01 \cdot t^7 + u_t$$

Zdroj: Situační a výhledová zpráva Olejniný 2009, ČSÚ, UZEI, MZE, vlastní zpracování STATISTICA 7

Na základě přílohy č. LVII lze říci, že rozptyly nejsou dle p-hodnoty testu homogenity rozptylů $0,995 > \alpha = 0,05$ v rámci jednotlivých populačních tříd statisticky významně odlišné. Pro identifikaci významnosti sezónního vlivu je klíčová nulová hypotéza ANOVA testu která říká, že všechny průměry základních souborů výběrových tříd nejsou statisticky významně odlišné, resp. že všechny průměry pochází ze stejnorodých podskupin. Vzhledem k p-hodnotě ANOVA testu 0,744 je pravděpodobnost platnosti testového kritéria na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ velká, proto je možné se domnívat, že v časové řadě není sezónní složka statisticky významná. Časovou řadu proto není teoreticky (statisticky) nutné očišťovat od vlivu sezónní složky, i když prakticky (ekonomicky) je logické časovou řadu očistit. Nestacionarita časové řady díky stochastickému trendu může být opět testována prostřednictvím analýzy rozptylu s tím, že výběrové podskupiny tvoří jednotlivé roky. Vše je uvedeno v příloze č. LVIII.

Z přílohy č. LVIII je patrné, že p-hodnota ANOVA testu je velmi malé číslo, nulová hypotéza o tom, že se výběrové průměry v rámci jednotlivých tříd statisticky významně neliší se, proto na příslušné hladině významnosti zamítá. Navíc je z testu homogenity rozptylů zřejmé, že není dodržen předpoklad o neměnnosti rozptylů pro jednotlivé roky (populace) časové řady, tzn. přítomnost heteroskedasticity. Časová řada tedy není trendově stacionární, resp. se jedná o statisticky nevýznamně periodickou časovou řadu se stochastickým trendem a náhodným kolísáním. Toto tvrzení je ještě možné podpořit ACF průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene. Z korelogramu z přílohy č. LIX je zřejmé, že hodnota ACF klesá k nule do 13. řádu zpoždění pomalu téměř lineárně z čehož vyplývá, že autokorelační koeficient je statisticky významný na 5% hladině významnosti ve zpoždění až 13 měsíců.

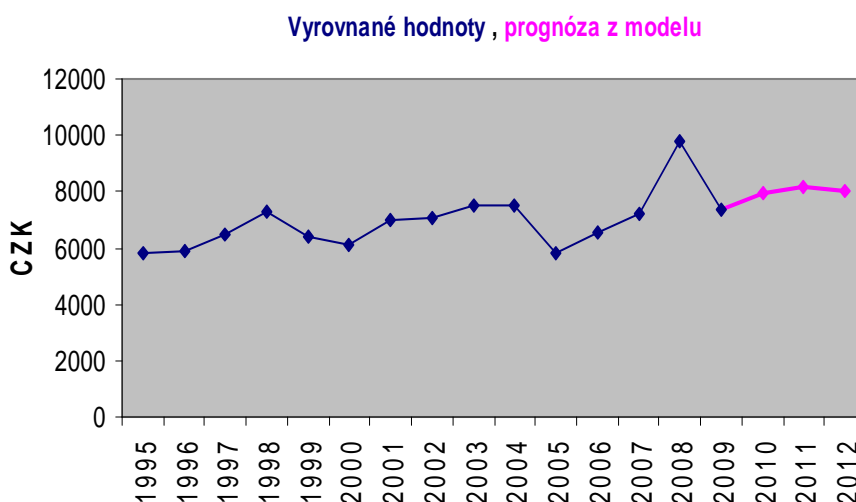
Diferencováním 1. řádu (ΔY_t) původní časové řady lze odstranit vliv stochastického trendu a zajistit stacionaritu. To je vidět z korelogramu PACF (příloha č. LIX), kde je „velká“ pouze první hodnota a ostatní jsou statisticky nevýznamné. Stacionaritu po 1. diferencích lze potvrdit na základě DF testu s DW statistikou 1,99 (příloha č. LX), kde platí na 5% hladině významnosti, že t-hodnota < kritická hodnota DF, tj. $-14,01 < -2,86$, se zamítá H_0 o existenci jednotkového kořenu a časová řada je proto stacionární v 1. diferencích, tj. $I(1)$. Dle korelogramů ACF a PACF 1. sezónních diferencí z přílohy č. LXI je zřejmé, že časová řada je proces $ARIMA(13,1,7)$ se sezónní složkou: $\Delta Y_t = \mu + \phi_{k1} * \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_{k13} * \Delta Y_{t-13} + u_t + \rho_1 * u_{t-1} + \dots + \rho_7 * u_{t-7}$. Na základě průběhu ACF prvních sezónních diferencí je možné určit řád stacionárního procesu klouzavých průměrů $MA(q=k)$, tj. délku paměti autokorelace náhodné složky při generování hodnot vysvětlované proměnné. Řád klouzavých průměrů specifikuje, jak jsou použity předchozí hodnoty odchylek od průměru k predikování současných hodnot časové řady. Pro $k > q$ je k-tý regresní parametr ρ_k statisticky nevýznamný, tj. pro $k > q$ je korelační koeficient náhodné složky $\rho_k = 0$. PACF prvních diferencí je pak sinusoida s exponenciálně klesající amplitudou. Z přílohy č. LXI je zřejmé, že v ACF je statisticky významná až 7. hodnota korelačního koeficientu náhodné složky ρ_k , řád klouzavých průměrů je $q=7$, tj. $MA(7)$. Z průběhu PACF je možné určit řád stacionárního autoregresního procesu $AR(p)$. Hodnota vysvětlované proměnné reaguje na „p“ svých minulých hodnot ve výši

regresních parametrů ϕ_{kp} s tím, že vliv pozdějších období je menší a proces AR(p) má při generování teoretických hodnot vysvětlované proměnné nekonečnou paměť autokorelace náhodné složky. ACF prvních diferencí je pak sinusoida s exponenciálně klesající amplitudou. Z přílohy č. LXI je zřejmé, že v PACF je statisticky významná až 13. hodnota korelačního koeficientu ϕ_{kp} , pro $k \geq p$ je pak $\phi_{kp} = 0$, řád autoregresního procesu $p=13$, tj. AR(13). Odhad parametrů modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty je uveden v příloze č. LXII. Rezidua procesu jsou charakteru bílého šumu, protože hodnoty ACF a PACF jsou statisticky nulové pro všechna zpoždění (příloha č. LXIII). Pro vhodnost modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) hovoří také hodnota stacionárního koeficientu determinace $R^2 = 0,925$ (míra podobnosti stacionární části modelu s jednoduchým průměrným modelem) a také relativně nízká hodnota RMSE= 399,891 z přílohy č. LXII.

Na základě odhadnutých parametrů je provedena predikce vývoje průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t) v rámci přílohy č. LXIV a poté je v rámci grafu č. 19 celá časová řada zprůměrována do podoby predikce průměrných ročních cen, které jsou potřeba pro analýzu rentability pěstování řepky.

(vii) Hypotéza byla potvrzena, průměrná realizační cena tuny semene řepky vykazuje v období 2004 – 2012 rostoucí trend tažený poptávkou.

Graf č. 19: Průměrné roční ceny zemědělských výrobců řepkového semene v Kč/t z modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty z přílohy č. LXIV v letech 1995-2012



Zdroj: Vlastní zpracování, EXCEL

5.3 Kalkulace neúplných nákladů výkonu

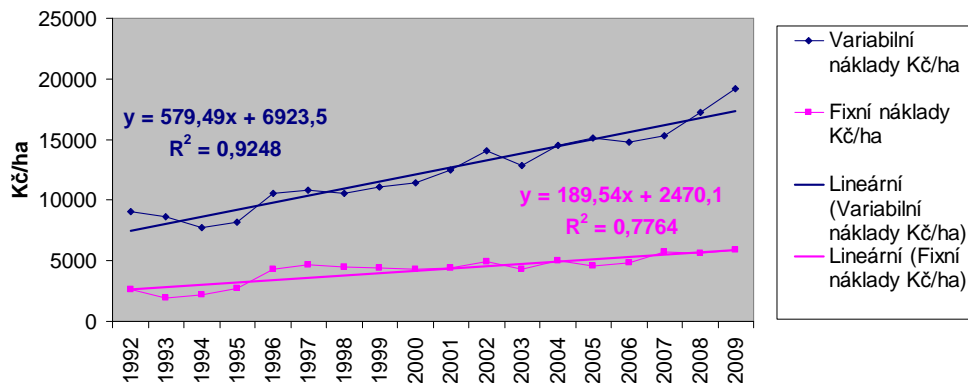
5.3.1 Analýza bodu zvratu

Průměrná hodnota průměrných ročních cen zemědělských výrobců řepkového semene z modelu ARIMA (13,0,7)(0,1,0), bez konstanty za období 1995-2009 je 6929 Kč/t, resp. 692,9 Kč/100 kg. Tato hodnota může být použita v navazující analýze jako konstantní průměrná úroveň realizační ceny semene řepky za období 1992-2009.

(viii) Ho: Při hektarovém výnosu 2 t/ha semene řepky jsou v průměru uhrazeny hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti.

Rozdělení celkových hektarových nákladů kalkulované činnosti na variabilní a fixní část bylo provedeno klasifikační metodou, tzn. rozlišením variabilních a fixních nákladů každého běžného období prostřednictvím součtu odhadnutých průměrných podílů variabilních a fixních složek celkových hektarových nákladů a to v rámci kalkulační struktury uvedené v příloze č. LXV. Obsah kategorií nákladů této struktury je podrobně uveden v přílohách č. II a č. III. Rozdělení režijních (nepřímých) nákladů na fixní a variabilní část vychází z předpokladu, že rozvrhovou základnou nákladů nakoupeného materiálu, výrobků vlastní výroby a spotřeby energie jsou přímé materiálové náklady kalkulované činnosti. Při aplikaci této metody se zjednodušeně předpokládá v letech 1992–2009 konstantní proporce průměrného rozdělení smíšených časových řad provozních hektarových nákladů (příloha č. LXVI), režijních hektarových nákladů (příloha č. LXVII) a mzdových hektarových nákladů (příloha č. LXVIII) na variabilní a fixní část. Po klasifikaci a rozdělení celkových hektarových nákladů je možné odhadnout v rámci níže uvedeného grafu č. 20 vývoj celkových variabilních a celkových fixních nákladů kalkulačního úseku činnosti. Za konstantní úroveň fixních nákladů je pak v navazující analýze (v rámci grafu č. 21) možné považovat průměr takto zjištěné časové řady fixních hektarových nákladů za období 1992–2009, který činí 4271 Kč/ha. Fixní hektarové náklady v rámci sledovaného období významně nekolísají.

Graf č. 20: Odhad průměrného vývoje variabilních a fixních hektarových nákladů (Kč/ha) na základě rozdělení smíšených časových řad kalkulačních položek na fixní a variabilní část z příloh č. LXVI, č. LXVII, č. LXVIII



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

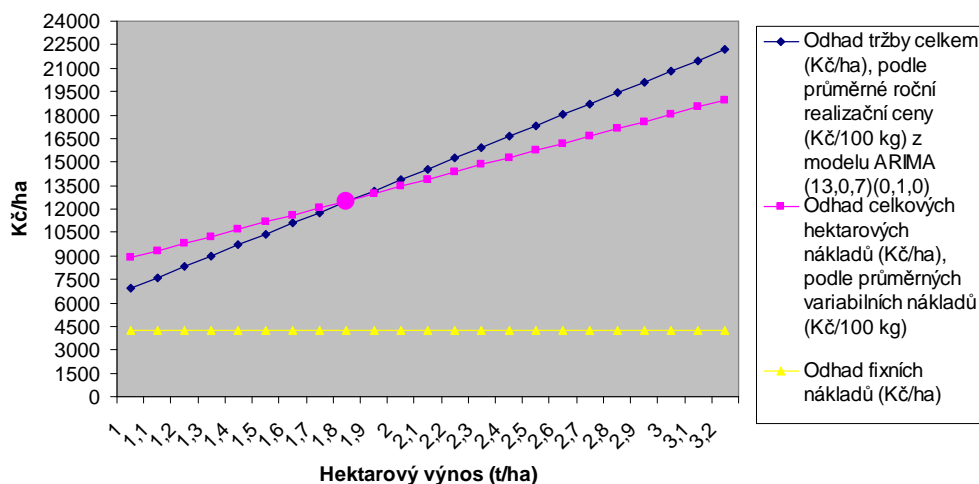
Za konstantní úroveň jednotkových variabilních nákladů (jVN) výroby semene řepky může být v navazující analýze předpokládána průměrná hodnota časové řady jednotkových variabilních nákladů 4587 Kč/t, resp. 458,7 Kč/100 kg z přílohy č. LXIX, která je determinována vývojem hektarových výnosů (t/ha) a odhadem průměrného vývoje variabilních hektarových nákladů úseku činnosti. Z přílohy č. LXIX je zřejmé, že průměrná hodnota jVN je ovlivněna zejména extrémním poklesem hektarového výnosu v roce 2003 díky náhlému vymrznutí porostů řepky a velkému suchu. Výsledek následné analýzy bodu zvratu proto odráží také tento konkrétní vliv a je nutné vzít tuto skutečnost při nejmenším v úvahu konstatováním, že průměrný bod zvratu hektarových výnosů byl bez strukturálního vlivu počasí v roce 2003 realizován v průměru za celé období dříve. Teplota a úhrn srážek v průběhu vegetačního období a při sklizni determinují potenciál realizace bodu zvratu hektarových výnosů produkce.

Průměrná roční realizační cena semene řepky z modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty je 692,9 Kč/100 kg. S rostoucím výnosem se předpokládá lineární zvyšování variabilních nákladů (458,7 Kč/100 kg) a proto také lineární růst zisku (234,2 Kč/100 kg). Lineární růst hektarových výnosů produkce (100 kg) je v této analýze předpokládán, protože nákladová funkce vlastních nákladů semene řepky, která byla implikována při testování hypotézy (vi), $\hat{y}_{1t} = 92032,9 - 95366 * x_{2t} + 34306,1 * x_{2t}^2 - 4015,41 * x_{2t}^3 + u_{1t}$, má inflexní bod, ve kterém se mění charakter růstu nákladů (Kč/t) z nadproporcionálního

na podproporcionální, resp. ve kterém se musí měnit charakter růstu hektarového výnosu z podproporcionálního na nadproporcionální, v bodě 2,848 t/ha. Přičemž průměr skutečných hektarových výnosů za období 1992-2009 je u podniků pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí 2,74 t/ha. Průměr skutečných hektarových výnosů bez extrémního poklesu produkce v roce 2003 je v tomto období dokonce 2,823 t/ha. Z toho vyplývá, že průměrný hektarový výnos produkce víceméně odpovídá inflexnímu bodu této nákladové funkce, resp. že se blíží hodnotě inflexního bodu hektarových výnosů, kdy se mění charakter jejich růstu z degresivního na progresivní.

Průměrný bod zvratu z níže uvedeného grafu č. 21, kdy jsou v průměru uhrazeny veškeré hektarové náklady výroby, proto teoreticky nastává $[4271 / (692,9 - 458,7)] = 18,236$, tj. zhruba při lineárním růstu hektarového výnosu o 18 jednotek (100 kg), resp. při hektarovém výnosu 1,8236 t/ha. Procento využití potenciálu hektarových výnosů na úrovni bodu zvratu je zhruba $1,8236/3,56 \cdot 100 = 51 \%$, tj. kritický hektarový výnos. K tvorbě zisku je proto použitelná tato část hektarového výnosu (bezpečnostní rezerva): $3,56 - 1,8236 = 1,7364$ t/ha, tj. koeficient bezpečnosti 0,49.

Graf č. 21: Analýza průměrného bodu zvratu hektarových výnosů za období 1992-2009, lineární růst zisku (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

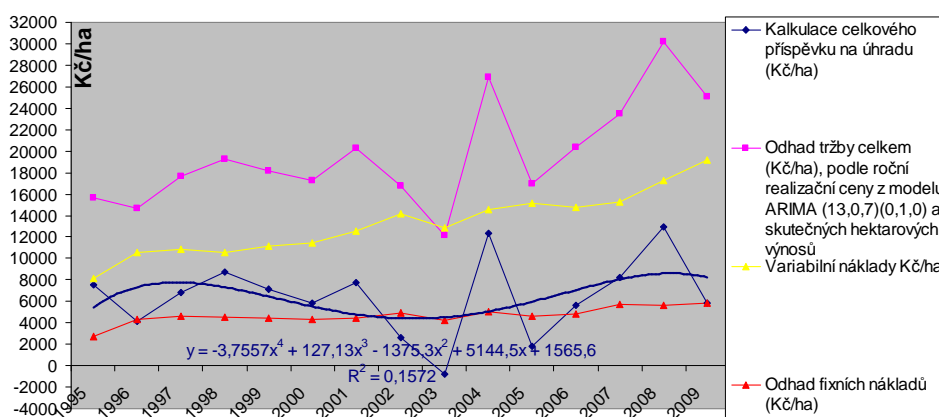
Za předpokladu lineárně rostoucího zisku, je zřejmé, že se zvyšujícím se hektarovým výnosem působí efekt degrese fixních nákladů, který je za daných předpokladů zobrazen v rámci přílohy č. LXX. Při volných fixních nákladech proto hrozí účetní ztráta z tuny

semene řepky a to v případě, že podnik pěstujících řepku s průměrnou nákladovostí nedosahuje odpovídající hektarový výnos alespoň 1,8236 t/ha. Při maximálním hektarovém výnosu (rok 2004 = 3,56 t/ha) musí být volné fixní náklady nulové a výroba tedy maximálně rentabilní. Z grafu č. 21 je zřejmé, že k uhrazení hektarových nákladů kalkulačního úseku činnosti hektarový výnos 2 t/ha semene pravděpodobně stačí.

5.3.2 Analýza příspěvku na úhradu

Následnou analýzou vývoje příspěvku na úhradu v letech 1995-2009 lze ověřit, za které jednotlivé roky nebyly hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti fakticky uhrazeny. Z grafu č. 22 je zřejmé, že vývoj příspěvku na úhradu fixních hektarových nákladů a tvorby zisku v letech 1995-2009 víceméně kopíruje díky odhadovanému vývoji variabilních hektarových nákladů vývoj odhadovaných tržeb z modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0). Kromě roků 1996, 2002, 2003, 2005 a 2009 obsahoval příspěvek na úhradu zřejmě nejenom fixní náklady, ale také zisk. Hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti nebyly fakticky uhrazeny pouze v letech 2002, 2003 a 2005. V ostatních letech byly hektarové náklady úseku činnosti zřejmě skutečně uhrazeny.

Graf č. 22: Vývoj příspěvku na úhradu fixních nákladů a tvorby zisku, za období 1995-2009 (Kč/ha)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

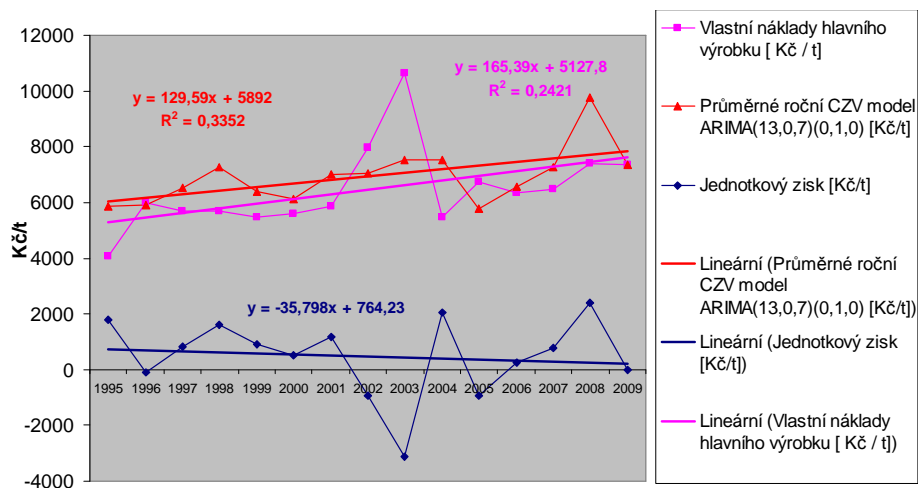
(viii) Hypotéza byla potvrzena, při hektarovém výnosu 2 t/ha semene řepky jsou v průměru uhrazeny hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti.

5.3.3 Rentabilita výroby

(ix) *H₀: Výroba semene řepky je rentabilní (efektivní).*

Z níže uvedeného grafu č. 23 je možné vyčíst celou řadu skutečností. Cena tuny semene řepky se v dlouhodobém trendu pohybuje nad úrovní vlastních nákladů semene (kromě zmíněných roků 2002, 2003 a 2005) tzn., že výroba semene řepky by měla být v dlouhém období ekonomicky efektivní. Nicméně rentabilita výroby se ve sledovaném období v průměru snižovala každý rok o 35,798 Kč/t (trendy obou veličin se sbíhají), protože cena tuny semene řepky se zvyšovala ročně v průměru o 129,59 Kč/t, kdežto vlastní náklady se zvyšovaly ročně v průměru rychleji o 165,39 Kč/t. Ziskovost se proto v konečném důsledku postupně snižovala tzn., že je identifikován trend klesající kladné rentability výroby. Trend vývoje vlastních nákladů semene řepky ovlivnilo zejména velké vymrznutí porostů řepky v roce 2003.

Graf č. 23: Vývoj rentability semene řepky (Kč/t) v letech 1995-2009



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

(ix) *Hypotéza byla potvrzena, výroba semene řepky je v dlouhodobém trendu rentabilní, odvětví je specifické kladnou klesající rentabilitou.*

6 DISKUSE

6.1 Vyhodnocení hypotéz o vývoji úplných nákladů výkonu

(i) Ho: Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu podílu hektarových režijních nákladů daného úseku činnosti.

Hypotéza byla potvrzena.

Základem tohoto závěru je skutečnost, že exponenciální růst přímých materiálových nákladů je ve sledovaném období 1992 – 2009 efektivní, jak je ověřeno v rámci hypotézy (iv). Díky růstu přímých materiálových nákladů se měnila v průběhu sledovaného období struktura hektarových nákladů kalkulované činnosti (Kč/ha), a to takovým způsobem, že růst režijních hektarových nákladů byl vzhledem k růstu intenzifikačních hektarových nákladů degresivní. Zřejmě proto docházelo u podniků FADN ČR (v průměru) k růstu hektarové výměry pěstované řepky. To vysvětluje jak progresivní růst přímých materiálových nákladů, protože produkci náročnou na výživu je nutné intenzifikovat, tak degresivní růst podílu výrobní režie RV a degresivní růst podílu celopodnikové správní režie, kdy byly režijní (fixní) náklady kalkulovaného výkonu zřejmě (v průměru) řaděny ve vyšších hektarových výměrách.

(ii) Ho: Struktura intenzifikačních hektarových vstupů v přímých materiálových nákladech je v čase stabilní, tzn. předvídatelná.

Hypotéza nebyla potvrzena.

Nestabilita ve vývoji přímých materiálových nákladů je zřejmě příčinou nestabilních změn struktury celkových hektarových nákladů úseku činnosti (Kč/ha). Vzhledem k tomu, že hypotéza (ii) nebyla potvrzena, je zřejmé, že endogenní příčinou efektivního růstu přímých materiálových nákladů, který je prokázán v rámci hypotézy (iv), nebude vývoj jejich struktury, nýbrž pravděpodobně nadproporcionální růst hektarových výnosů (t/ha), jehož zdrojem jsou přímé materiálové náklady reprezentující peněžní úhradu reálně vynaloženého objemu přímého materiálu ve sledovaném období.

Hektarové náklady hnojiv jsou velmi progresivní (zřejmě důsledek dotací) až od roku 2004, kdy ČR vstoupila do EU. Z grafu č. 7 je zřejmé, že za celé sledované období

vykazují hektarové náklady hnojiv (za jinak stejných podmínek) menší dynamiku růstu než hektarové náklady prostředků ochrany rostlin. Reálnou (exogenní) příčinou této skutečnosti je pravděpodobně uplatňovaný systém agrotechniky (postupná minimalizace přípravy půdy, bezorební systémy). Jak zdůrazňuje PETEROVÁ (2010), při minimalizaci přípravy půdy před setím se dobře rozmnožují negativní činitelé ve zbytcích předplodiny a proto zřejmě rostou hektarové náklady na hubení plevelů (herbicidy, např. roundup), chorob (fungicidy) a škůdců (insekticidy). Na vrub hektarových nákladů hnojiv, jak uvádí BARANYK, FÁBRY a kol. (2007), řepka ozimá je velmi náročná na výživu (zakládání porostu, vegetační fáze). Pro dosažení výnosu cca. 3,8 t/ha potřebuje řepka ozimá asi 224 kg/ha dusíku a cena nejpoužívanějších N-hnojiv (v roce 2005: DAM cca. 1042,- Kč/224 kg, LAV cca. 1120,- Kč/224 kg) vykazuje dlouhodobě rostoucí trend. Protože zřejmě existuje citlivost ve spotřebě hnojiv vzhledem k jejich cenám, pravděpodobně se na začátku 90. let, kdy došlo k liberalizaci (růstu) cen, relativně snižovala spotřeba hnojiv (viz. graf. č. 6). Na růstu přímých materiálových (variabilních) nákladů se tak projevilo zřejmě jednak zvyšování cen materiálu (zejména hnojiv a certifikovaných osiv), ale hlavně také růst objemu těchto vstupů (zejména prostředků ochrany rostlin a hnojiv) což, jak uvádí BARANYK, FÁBRY a kol. (2007), je dáno postupně se zvyšující intenzitou pěstování řepky. Tato skutečnost dokazuje, že v této práci analyzovaný růst nákladů pěstování řepky není pouze otázkou růstu cen vstupů použitých při výrobě.

(iii) Ho: Růst intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech je faktorem efektivního růstu přímo přiřaditelných provozních hektarových nákladů.

Hypotéza byla potvrzena.

Z grafu č. 10 je zřejmé, že přímé provozní hektarové náklady jsou v reakci na svůj exogenní šok progresivní (meziročně rostoucí). Z reakce na jednotkový šok přímých materiálových nákladů v podobě meziročního poklesu provozních nákladů je zřejmé, že meziroční růst intenzifikačních nákladů je faktorem degresivního růstu (meziročního poklesu) přímo přiřaditelných provozních hektarových nákladů, přičemž to ale neplatí při obrácené kauzalitě. Přímé materiálové náklady by pravděpodobně reagovaly na meziroční jednotkový růstový šok provozních hektarových nákladů progresivně (meziročním růstem). To by zřejmě znamenalo, že v případě orební agrotechniky

s přípravou půdy před setím po předplodině by se z tohoto titulu meziročně zvýšily také hektarové náklady hnojiv, viz hypotéza (ii). Je zřejmé, že rozhodujícím faktorem výrobní efektivity je v tomto kontextu zejména řízení hospodárnosti provozních hektarových nákladů (agrotechnika). V konečném důsledku se lze domnívat, že zvyšující se náročnost řízení a obsluhy přímých materiálových nákladů je v rámci daného odvětví dobře zabezpečována, protože meziroční růst provozních hektarových nákladů se zdá být v reakci na jednotkový růstový šok intenzifikačních nákladů degresivní (meziročně klesající, efektivní).

Z grafu č. 10 mimo jiné vyplývá, že v systému kalkulace vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) rostly přímé materiálové náklady (Kč/ha) z hlediska dlouhého období meziročně větším tempem než přímé provozní náklady (Kč/ha). Limitujícím faktorem aplikované impulse-response analýzy meziročních změn sledovaných proměnných je skutečnost, že strukturální parametry jsou statisticky nevýznamné. Statistická nevýznamnost parametrů (modelu) je důsledkem nedostatečného počtu stupňů volnosti, resp. to je důsledkem nedostatečné délky pozorování časových řad proměnných, s tím se nedá želbohu nic dělat. V konečném důsledku je výsledek funkcí disponibilních dat.

(iv) H_0 : Zvyšování nákladů intenzifikačních vstupů v přímých materiálových nákladech v Kč/ha je efektivní.

Hypotéza byla potvrzena.

Tato hypotéza (iv) je základem teoretických úvah hypotéz (i) a (iii). Nízká úroveň hektarového výnosu (nižší než 2,158765 t/ha), kterou ovšem průměrný podnik (pěstující řepku s průměrnou nákladovostí) v období 1992-2009 spíše nedosahoval, je v rámci uvažovaného modelu s rostoucí intenzitou výroby a za jinak stejných podmínek příčinou nadproporcionálního růstu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t). Jednoduše řečeno to znamená, že pro nízkou úroveň dosahovaného hektarového výnosu (t/ha) nejsou intenzifikační vstupy v přímých materiálových nákladech (Kč/ha) – vyjadřující peněžní úhradu vynaloženého objemu přímého materiálu – efektivní, jelikož přímé materiálové náklady zvyšují v daném růstovém modelu – přes soustavu rovnic (růstem nedostatečného hektarového výnosu) – náklady kalkulační jednotky (Kč/t) více než proporcionálně, viz graf č. 11. Neefektivnost intenzifikačních vstupů v přímých

materiálových nákladech však zřejmě není případ výše uvedené implikace použitých dat nákladovosti pěstování řepky ozimé u podniků s podvojným účetnictvím FADN ČR (zpracováno UZEI). Poněvadž se vysvětlované hektarové výnosy (v závislosti na predeterminovaných přímých materiálových nákladech a s vyloučením extrémního vlivu počasí v roce 2003), které jsou v rámci daného modelu faktorem růstu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t), pohybují ve sledované období od 2,41 do 3,39 t/ha, není možné zamítnout hypotézu (iv) o efektivnosti predeterminovaných intenzifikačních vstupů v hektarových nákladech hnojiv, osiv a prostředků ochrany rostlin. Meziroční zvyšování těchto intenzifikačních nákladů je za předpokladu dosažení hektarového výnosu alespoň 2,16 t/ha efektivní, protože růst vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) je v takovém případě a za jinak stejných podmínek zřejmě podproporcionální (meziročně klesající).

(v) *H₀: Mezi hektarovými výnosy (t/ha) a vlastními náklady semene řepky (Kč/t) existuje nepřímý simultánní vztah.*

Hypotéza byla potvrzena.

Jestliže růst hektarových výnosů (t/ha) snižoval vlastní náklady semene řepky (Kč/t), pravděpodobně to znamená, že celkové vlastní náklady kalkulačního úseku činnosti (Kč/ha) rostly oproti hektarovým výnosům relativně nižším tempem. Nepřímý vliv relativního růstu hektarových výnosů (t/ha) na vlastní náklady semene řepky (Kč/t) je de facto kalkulační zákonitost, ale jde zřejmě o to, jak silná. Při relativním poklesu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) se zpětně relativně zvyšují hektarové výnosy (t/ha). To je pravděpodobně důsledek změn struktury proporcionálně rostoucích celkových hektarových nákladů kalkulované činnosti (relativní vliv progresu přímých materiálových nákladů), jak bylo diskutováno v rámci hypotéz (i), (ii) a (iii). Taková nákladová efektivnost byla zřejmě nejenom zdrojem meziročního (relativního) poklesu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t), ale díky vlivu progresivních intenzifikačních hektarových nákladů také skutečností, se kterou se (zpětně) mírně zvyšovaly hektarové výnosy.

Z hlediska praktické aplikace je žádoucí zabezpečit růst hektarových výnosů, jedině tak může být celý systém kalkulace nákladů řepky efektivní. Jak uvádí TVRDOŇ (2010), to lze prostřednictvím intenzifikace výroby, resp. redukcí rozsahu stálého výrobního faktoru (hektarová výměra) při klesající produktivitě proměnlivého výrobního faktoru

(přímý materiál – množství hnojiv). Podle této hypotézy (v) se hektarové výnosy meziročně mírně zvyšují díky meziroční (relativní) redukci provozních hektarových nákladů (agrotechnika), což se spolu s progresivně rostoucími přímými materiálovými náklady – jakožto peněžní úhrady přímého materiálu, který se zejména podílí na tvorbě hektarového výnosu – projevuje v degresivním růstu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t).

(vi) *H₀: Hodnototvorná funkce (růst) celkových vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) je v průměru za období 1992-2009 efektivní.*

Hypotéza nebyla potvrzena.

Zamítnutí hypotézy (vi) neznamena pravděpodobně nic jiného, než že při simultánním působení velkého množství faktorů explicitně nevyjádřených nejsou produkční zdroje tvorby hektarového výnosu (t/ha) v průměru za období 1992-2009 efektivní. Problém je ten, že závěr o neefektivitě hodnototvorné funkce celkových hektarových nákladů je platný pouze na průměrné úrovni, která je ovšem ovlivněna zejména strukturním vlivem počasí v roce 2003, kdy vymrzla velká část produkce, a bylo velké sucho. Hektarový výnos byl v tomto roce pouhých 1,61 t/ha, čímž byla značně ovlivněna průměrná hodnota skutečných hektarových výnosů. Z grafu č. 17 je zřejmé, že hodnototvorná funkce celkových hektarových nákladů začíná být efektivní (racionální) víceméně až od roku 2004, kdy je dosahováno takového růstu hektarových výnosů, že se vlastní náklady semene řepky (Kč/t) při proporcionálně rostoucích hektarových nákladech úseku činnosti (Kč/ha) v konečném důsledku relativně snižují. Příčinou této situace je zřejmě skutečnost, že ČR vstoupila 1. května 2004 do EU. Díky jednotnému trhu EU se zvýšila poptávka po řepkovém semeni, čímž byli tuzemští výrobci nuceni intenzifikovat výrobu, což se zřejmě projevilo v žádoucích hektarových výnosech (viz graf č. 7, hnojiva). Zejména rozvíjející se německý trh s energetickými zdroji v té době zvyšoval na trhu EU poptávku po řepce, což tlačilo na odbytovém trhu cenu řepky nahoru. Na tuto skutečnost poukazuje BARANYK (2008) v odborné publikaci,⁵ jak je zcela zřejmé z grafu č. 19, kdy po vstupu ČR do EU průměrná realizační cena tuny

⁵ BARANYK P., *Informace o olejninách – INFOL XX/2008, svaz pěstitelů a zpracovatelů olejnin [on-line]*, publikováno 18.02.2008, [cit. 2011-04-07], Dostupné z: <<http://www.spzo.cz/cinnost/infol/>>

semene řepky rostla a tento růst je očekáván také pro období 2009–2012. Jak dále uvádí BARANYK (2008) situace po roce 2004 vedla až ke zvyšování cen rostlinných olejů a cen potravin, proto byl v roce 2007 zrušen dotační titul „*dávání orné půdy ladem*“. Na této půdě bylo možné – v rámci splnění dotačních kritérií a tím vzniku nároku na dotaci – pěstovat energetické rostliny. Tato politika EU₁₅ podporovala produkci, hlavně MEŘO.

V souvislosti se vstupem ČR do EU se stává relevantní systém dotací, který zmírňuje podnikatelské riziko pěstování řepky. Systém využívají zemědělské podniky v ČR od roku 2004. Tato „*Společná zemědělská politika*“ podporuje olejniny pěstované na zemědělské půdě. Mezi nejdůležitější dotační tituly, které ovlivňují tržby sklizené produkce, resp. zvyšují rentabilitu pěstování, viz hypotéza (ix), patří: a) jednotné platby na plochu z fondů EU, resp. přímé platby na hektar zemědělské půdy, tzv. SAPS, b) národní doplňkové platby k přímým platbám na hektar orné půdy, tzv. TOP-UP. V současné době jsou a zřejmě až do roku 2013 budou jednotné platby EU na plochu zemědělské půdy dorovnávány ze státního rozpočtu ČR do úrovně SAPS původních členských států EU₁₅. Pro rok 2010 byla vyhlášena SZIF sazba SAPS ve výši 4 060 Kč na hektar zemědělské půdy. Problematiku systému dotací a podpor související s řepkou uvádí v odborné publikaci BARANYK, FÁBRY a kol. (2007).

6.2 Vyhodnocení hypotézy o vývoji cen zemědělských výrobců

(vii) Ho: Kvůli negativnímu vlivu počasí a jiných faktorů nebo kvůli rostoucí poptávce po řepkovém semeni roste v období 2004–2012 průměrná realizační cena tuny semene.

Hypotéza byla potvrzena.

Nabídka reaguje v zemědělství na poptávku se zpožděním jednoho časového intervalu v délce výrobního cyklu. Jak uvádí SVATOŠ a kol. (2008), je zřejmé, že prostřednictvím trhu nemohou být efektivně alokovány zdroje, což vyplývá z délky transformačního procesu v odvětví, kdy nabídka nemůže okamžitě reagovat na poptávku, a trh je tak ze své podstaty neefektivní (dochází k tržnímu selhání, regulaci), protože nabídka v krátkém období nereaguje. Nabídka řepkového semene se obecně vyznačuje nižší pružností než poptávka, a to kvůli nedostatečné nákladové pružnosti zemědělských podniků. V rámci

dané kalkulace není logicky např. možné snížit skokově výrobu o velké množství produkce, protože by vznikla ztráta z používání kapitálových zdrojů nebo na druhé straně není reálné zabezpečit v krátkém období vyšší produkci z důvodu kapitálové náročnosti. Nabídka semene řepky je navíc limitována cenami průmyslových vstupů CZ-CPA, CE201 (hnojiva, prostředky ochrany rostlin atd.). Cena produkce semene řepky je sice obecně v kontextu tzv. „*Sayova zákona trhu*“ tržním signálem, resp. rozhodujícím parametrem mechanismu dlouhodobého dynamického přizpůsobování nabídky poptávce, ale protože v zemědělství působí na nabídku celá řada exogenních šoků jako např. výše diskutované klimatické podmínky (teplota, úhrn srážek), dotace, kvalitativní požadavky na produkci a, jak uvádí SVATOŠ a kol. (2008), na druhé straně na poptávku působí zejména cenová očekávání účastníků komoditního (kapitálového) trhu, kteří se rozhodují mimo jiné na základě minulého vývoje, je možné předpokládat opačnou kauzalitu, a sice že se cena na trhu semene řepky naopak utváří dlouhodobým přizpůsobováním nabídky poptávce. V tomto kontextu v zásadě platí, že dlouhodobý růst nabídky (lepší technologie výroby, opakovaně dobré počasí) je příčinou klesajícího trendu ceny a naopak dlouhodobý pokles nabídky (zvyšující se požadavky na kvalitu produkce, opakovaně špatné počasí) je příčinou rostoucího trendu ceny.

Původní časová řada průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců je nestacionární, což znamená, že díky tomuto stochastickému vývoji byly realizační ceny semene řepky za sledované období 1994/1–2009/9 nestabilní (nepředvídatelné). Nestabilní realizační ceny jsou výrazným faktorem rizika podnikání. Příčinou nestabilních realizačních cen semene řepky ozimé na tuzemském trhu může být např. úzká vazba agrárního trhu ČR na trhy EU.⁶

Modelování vývoje průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců procesem ARIMA(13,1,7) bez konstanty a jejich zprůměrování do vývoje průměrných ročních cen zemědělských výrobců bylo nutné zejména kvůli navazující teoretické analýze hypotetického bodu zvratu hektarových výnosů a rentability pěstování řepky za období 1995 – 2009, jak je diskutováno dále v rámci hypotéz (viii) a (ix).

⁶ Tuto příčinu deklaroval prof. Jan Vašák, KRV FAPPZ ČZU, na jedné z přednášek předmětu Speciální Fytotechnika PEF, LS 2008, v souvislosti s pěstováním hořčice. Nutno podotknout, že tato příčina nestabilních realizačních cen je relevantní také pro pěstování řepky ozimé.

6.3 Vyhodnocení hypotéz o vývoji neúplných nákladů výkonu

(viii) Ho: Při hektarovém výnosu 2 t/ha semene řepky jsou v průměru uhrazeny hektarové náklady kalkulačního úseku činnosti (Kč/ha).

Hypotéza byla potvrzena.

Výroba semene řepky v letech 1992–2009 se nezdá být vzhledem ke skutečně realizovaným hektarovým výnosům příliš riziková. Bod zvratu z grafu č. 21 (1,82336 t/ha semene řepky) je de facto průměrným bodem zvratu za období 1992–2009. Nutně to tedy neznamená, že za předpokladu hektarového výnosu alespoň 2 t/ha semene musí být v daném roce veškeré hektarové náklady uhrazeny. Po podrobnější analýze vývoje příspěvku na úhradu v letech 1995–2009 bylo zjištěno, že v letech 2002, 2003 a 2005 byla obsahem příspěvku na úhradu pouze část fixních nákladů, které tedy nebyly plně uhrazeny. Je zcela evidentní, že extrém roku 2003, kdy došlo k vymrznutí porostů řepky a k velkému suchu, byl příčinou toho, že nebyl realizován hektarový výnos semene dosahující úrovně zjištěného hypotetického bodu zvratu. V této souvislosti je nutné vzít v úvahu zejména riziko nadměrného množství srážek v době sklizně, riziko nedostatku srážek ve vegetačním období či riziko velkého mrazu v zimních měsících. V roce 2005 byl příčinou neuhrazení hektarových nákladů zřejmě prudký meziroční pokles cen semene řepky oproti roku 2004, což pravděpodobně souvisí se vstupem ČR do EU v květnu 2004, kdy došlo k decentralizaci a takovému náhlému růstu nabídky v tomto odvětví, že krátkodobě převyšoval růst poptávky po vstupu do EU. V letech 1996 a 2009 byla výroba semene řepky neutrální, resp. nebyla výrazně zisková ani výrazně ztrátová. Příčinou těchto stavů byl zřejmě opět negativní meziroční vývoj cen semene řepky (rok 2009/2008) či možná špatná realizace velkovýměrového pěstování bez zřetelné realizace úspor z rozsahu výroby a nedostatečná intenzifikace limitující potenciál hektarových výnosů (roky 1996 a 2002). Realizací velkovýměrového pěstování (na vyšší hektarové výměře) je bez ohledu na počasí teoreticky možné snížit (ředit) fixní (režijní) hektarové náklady úseku činnosti, přičemž tato úspora fixních (režijních) hektarových nákladů se nutně musí projevit ve snížení vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) a zvyšuje proto rentabilitu pěstování. V roce 2003 je na první pohled zřejmý strukturální šok zapříčiněný vlivem počasí a není proto správné vůbec spekulovat o nedostatečném

využití výrobních kapacit. Rentabilita pěstování řepky ozimé je ovlivněna exogenním vývojem cen průmyslových vstupů, vývojem cen produkce (Kč/t) a také hektarovým výnosem. Důležité je proto intenzifikovat výrobu koncentrací disponibilního množství materiálu (hnojiv, prostředků ochrany rostlin atd.) na hektar, aby mohlo být dosaženo co největšího hektarového výnosu. To také znamená obhospodařovat v rámci podniku vzhledem k produkčním kapacitám optimální hektarovou výměru. Jak uvádí TVRDOŇ (2010), lze tak zvýšit hektarový výnos a tím pádem i pravděpodobnost uhrazení hektarových nákladů činnosti a tvorby zisku. Je vlastně logické, že čím je podnik větší, má pravděpodobně větší kapitálové a produkční kapacity (distribuční, skladovací, řídicí, personální, energetické, technologické, materiálové), díky kterým může pěstovat řepku na vyšší hektarové výměře při zachování intenzivního charakteru výroby, a tak mohou být v konečném důsledku ředěny fixní (režijní) hektarové náklady kalkulované činnosti, tj. tzv. efekt degrese fixních nákladů (FN / hektarová výměra), který sám o sobě zvyšuje pravděpodobnost jejich úhrady a tvorby zisku. Rentabilita pěstování řepky ozimé je v tomto kontextu ovlivněna mírou realizace úspor z rozsahu výroby. Z logiky věci je proto zřejmě nejvýhodnější velkovýměrové pěstování řepky se zachováním intenzivního charakteru výroby. Podniky, které jsou schopné takovou výrobu realizovat, mohou dosahovat dobrou rentabilitu pěstování. Na tuto skutečnost poukazoval např. profesor Jan Vašák z KRV FAPPZ ČZU.⁷ Důležitost optimalizace hektarového výnosu ve vhodné pěstitelské oblasti (rajonizace) zdůrazňuje např. PETEROVÁ (2010).

⁷ Prof. Jan Vašák, KRV FAPPZ ČZU, deklaroval na přednáškách ze Speciální Fytotechniky, LS 2008, že v zemích EU převládá obecně spíše málovýměrové zemědělství a proto se dá očekávat poptávka zemí s málovýměrovým zemědělstvím na jiných než tamějších trzích. Možnost realizovat intenzivní a velkovýměrovou výrobu semene řepky je proto v českých realizačních podmínkách dobrou konkurenční výhodou. Možnost dosáhnout nákladové úspory režijních (fixních) hektarových nákladů a realizace dobrého hektarového výnosu tak může být rozhodující pro uplatnění produkce na trzích EU. Investice do zemědělského podniku, který za těchto předpokladů (v těchto podmínkách) pěstuje řepku, je zřejmě zatížena menším rizikem než jiné investiční alternativy v rámci příslušného odvětví.

(ix) *H₀: Výroba semene řepky je rentabilní (efektivní).*

Hypotéza byla potvrzena.

Odvětví je díky strukturnímu vlivu počasí specifické kladnou klesající rentabilitou činnosti. Nezanedbatelnou příčinou rentability pěstování řepky je od roku 2004 systém dotací EU diskutovaný výše. Jinak je zřejmé, že rozhodujícím faktorem, který determinuje rentabilitu pěstování, jsou hektarové výnosy produkce, které nepřímo úměrně ovlivňují jak vlastní náklady semene řepky, tak také (se zpožděním) komoditní cenu semene řepky. Například po strukturním šoku v roce 2003 dochází krátkodobě (nejde hovořit ani o trendu, viz příloha č. LXIV) k růstu komoditní ceny semene, který střídá až prudký meziroční (2005/2004) pokles ceny (zřejmě v důsledku vstupu ČR do EU). Další významný meziroční (2009/2008) cenový pokles semene je zřejmě důsledkem počátku globální dluhové ekonomické krize, resp. hospodářské recese eurozóny (deficitní poptávka), protože agrární trh ČR je specifický svojí vazbou na německý agrární trh.

Určující pro rentabilitu pěstování řepky je zejména vliv výše diskutované pěstitelské technologie akcentován autory BARANYK, FÁBRY a kol. (2007), kteří definují tři typy technologie: a) extenzivní, b) standardní, c) intenzivní, zejména vymezují intenzivní technologii pěstování jako endogenní faktor rostoucích nákladů a v neposlední řadě zdůrazňují citlivost relace nákladů a tržeb kalkulačního úseku činnosti: *„Zvyšování intenzity pěstování, a tím i vzestup nákladů, může v případě poklesu ceny řepky přinášet finanční riziko z důvodu velmi nízkých tržeb. Vysoká intenzita pěstování sice zajišťuje větší hektarové výnosy, ale nemusí vždy znamenat optimální rentabilitu výroby. Nízká cena velmi výrazně ovlivňuje tržby směrem dolů a může dojít, i při relativně dobrém výnosu, ke ztrátě. Dalším problémem vysoké intenzity pěstování je i velká náročnost na financování výroby během roku, zejména z vlastních zdrojů.“* Technologie extenzivního pěstování, v podobě velkých úspor nákladů není pro pěstování řepky doporučována, protože řepka ozimá je velmi náročná na výživu. Jak uvádějí autoři BARANYK, FÁBRY a kol. (2007), v praxi se takto (vzhledem k očekávané ceně) optimalizuje pěstitelská intenzita pro dané konkrétní podmínky.

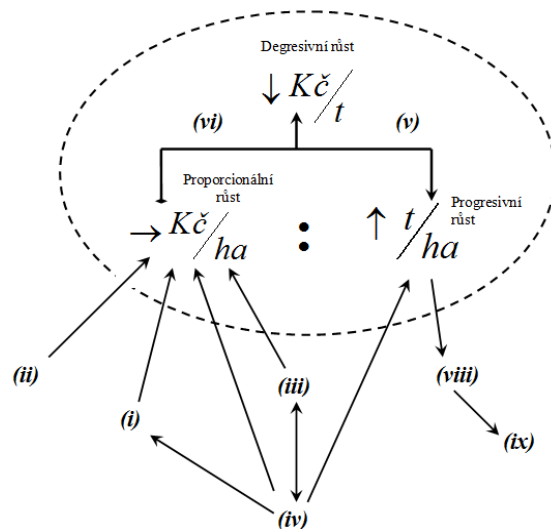
6.4 Zhodnocení vývoje nákladovosti

Vzhledem k tomu, že byly v rámci analýzy aplikovány růstové lineární regresní modely, neměl by být argument o nezohlednění vývoje cenové hladiny (inflace) opodstatněný. Závěry analýz jsou víceméně formulovány na základě relativního růstu nebo poklesu časových řad (nikoliv absolutního) a skutečnost, že sledované nákladové veličiny reprezentující peněžní úhradu produkčních faktorů jsou uvedeny v nominálních cenách, by proto vzhledem k danému účelu neměla vadit. Alespoň částečné zohlednění vývoje cen produkčních vstupů na úrovni odvětví – prostřednictvím deflačního indexu CZ-CPA, CE201 (hnojiva, prostředky ochrany rostlin atd.) – bylo aplikováno v rámci ověření hypotézy (v), která víceméně navazuje, rozšiřuje a ověřuje poznatky vyplývající z předchozích hypotéz.

Jako u většiny národohospodářských analýz jsou i výsledky této práce obecné, vyplývající z dat vývoje průměrné nákladovosti řepky ozimé reprezentativního souboru FADN ČR (zpracováno UZEI), který obsahuje statistické jednotky podnikající v různých výrobních (materiálně-energetických), přírodních, technologických, organizačních, řídicích, sociálních, technických a ergonomických podmínkách.

Níže uvedený obrázek č. 5 představuje výsledek abstraktního procesu identifikace vazeb dílčích závěrů analýzy. Nejedná se v pravém slova smyslu o pyramidální soustavu ukazatelů. Syntetický ukazatel Kč/t je sice formálně (matematicky) složen z analytických ukazatelů (Kč/ha, t/ha) s multiplikativní podílovou vazbou, ale nejdůležitější poznatky zhodnoceného vývoje nákladovosti (v rámci působení endogenních faktorů systému kalkulace) u podniků s podvojným účetnictvím FADN ČR za období 1992–2009, které jsou slovně formulovány v závěru práce, vycházejí zejména z kvalitativního zhodnocení závěrů jednotlivých hypotéz a vazeb mezi nimi.

Obrázek č. 5: Koncept kvalitativního zhodnocení růstu nákladovosti, 1992 – 2009



Zdroj: Vlastní zpracování

Jaký má výsledek této práce (analýzy) účel? Jakému ekonomickému rozhodování pomůže?

Práce je určena pro stávající nebo potenciální investory do zemědělských podniků, které pěstují řepku ozimou s průměrnou nákladovostí. Práce by měla poskytnout informace o vývoji nákladovosti a způsobech kalkulace od začátku 90. let do roku 2009 a na základě vyplývajících poznatků odstranit míru neurčitosti o tendenci vývoje složek nákladové kalkulace pěstování řepky v odvětví výroby ČR. Nákladovost v intencích relace náklady – výnosy dané činnosti, faktory a rizika z nich plynoucí, je sféra hodnocení podnikatelské činnosti, která by měla zajímat každého investora do podniku zabývajícího se pěstováním řepky. Výsledek této práce tak může být informací o národohospodářském trendu kritéria nákladovosti a z něj vyplývající rentability dané činnosti, což je nutné vzít v úvahu při komplexní analýze některých aspektů ekonomických charakteristik odvětví, a to v rámci procesu ekonomického rozhodování investorů o kapitálovém vstupu do odvětví výrobní činnosti.

7 ZÁVĚR

Největší část celkových hektarových nákladů kalkulované činnosti zabírají přímé materiálové náklady (osiva, prostředky ochrany rostlin, hnojiva, ostatní přímý materiál), a to v průměru 43 % za období 1992–2009. Úplné vlastní náklady semene řepky (Kč/t) zaznamenaly v tomto období nestabilní růst. Jeho příčinou byl nestabilní růst přímých materiálových nákladů. Ten byl ovlivněn nestálou spotřebou průmyslových hnojiv. Její příčinou je např. situace z první poloviny 90. let, kdy došlo k náhlému omezení dotací do zemědělství a také k prudkému nárůstu cen N, P, K hnojiv. Dále také pravděpodobně docházelo v podnicích FADN ČR k růstu hektarové výměry pěstované řepky, čímž se zřejmě zvýšily požadavky na spotřebu hnojiv. V této souvislosti byl významným okamžikem ovlivňujícím stabilitu růstu přímých materiálových nákladů (Kč/ha) vstup ČR do EU v roce 2004, kdy se pozoruhodně zvýšil průměrně dosahovaný hektarový výnos semene (t/ha). Tato skutečnost může být vysvětlena tak, že díky systému dotací EU, resp. díky transferu přímých plateb na hektar zemědělské půdy (SAPS) se podnikům zvýšil hektarový „rozpočet“ (zřejmě původně limitovaný rostoucí hektarovou výměrou). To pravděpodobně rezultovalo do růstu nakupovaných a spotřebovaných hnojiv, protože řepka ozimá je velmi náročná na výživu. Takto postulovaný scénář (vliv zmíněného strukturálního šoku) má zásadní konsekvenci, která se promítá do celého systému kalkulace vlastních nákladů semene řepky. Nadproporcionálně rostoucí hektarové náklady hnojiv jakožto peněžní úhrada spotřebovaného objemu hnojiv, které jsou hlavní složkou přímých materiálových nákladů (průměrný podíl cca. 48 %), jsou zřejmě faktorem progresivně rostoucích hektarových výnosů produkce. Jelikož celkové hektarové náklady úseku činnosti (Kč/ha) rostly proporcionálně, a to díky protichůdnému vlivu degresivně rostoucích provozních a režijních hektarových nákladů spolu s progresivně rostoucími přímými materiálovými náklady, musí to znamenat, že síla vlivu vývoje hektarových výnosů produkce (t/ha) na vývoj vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) byla intenzivnější než síla vlivu vývoje celkových hektarových nákladů (Kč/ha).

Progresivní růst přímých materiálových nákladů je navíc v rámci struktury kalkulace celkových hektarových nákladů endogenním parametrem degresivního (efektivního) růstu provozních a režijních hektarových nákladů. Práce tedy prokázala tendenci

omezování hektarových nákladů úseku činnosti, které se příliš nepodílely na tvorbě hektarového výnosu ve prospěch nákladů s větší hodnototvornou schopností. Exogenní příčinou degresivního růstu režijních (fixních) hektarových nákladů kalkulované činnosti je zřejmě u sledovaných podniků růst hektarové výměry řepky. Tím je vysvětlena také tendence meziročního růstu přímých materiálových nákladů. Naproti tomu u provozních hektarových nákladů (přímé náklady pomocných činností, ostatní přímé náklady a služby) zřejmě existuje všeobecné povědomí o ekonomické nutnosti meziročního snižování těchto nákladů (minimalizace agrotechniky). Přímé provozní hektarové náklady jsou na rozdíl od nepřímých režijních hektarových nákladů spojeny se spotřebou intenzifikačních vstupů. Jejich hospodárnost je proto ve vztahu k progresivnímu růstu přímých materiálových nákladů o to více žádoucí (viz graf č. 10). To by mohlo znamenat, že s růstem spotřeby kvalitních a dražších osiv, hnojiv a prostředků ochrany rostlin (herbicidy, fungicidy, insekticidy) bylo (teoreticky) šetřeno na agrotechnice. Pravděpodobně byla omezena předseťová příprava půdy po obilovinách v osevním postupu (zvýšila se předplodinová hodnota řepky) a uplatňovala se podmínka s technologií bezorebného setí. To vysvětluje i zjištěnou větší dynamiku růstu hektarových nákladů prostředků ochrany rostlin oproti růstu hektarových nákladů hnojiv za období 1992–2009 (viz graf č. 7).

Diplomová práce dokazuje, že ve sledovaném období docházelo spíše k degresivnímu růstu úplných vlastních nákladů semene řepky (Kč/t). To lze identifikovat jako symptom nákladové hospodárnosti. Transformace vstupů v požadovaný výstup je tedy v rámci odvětví zřejmě hospodárná. Příčinou realizace nákladové hospodárnosti kalkulované činnosti je skutečnost, že se dařilo (zejména po vstupu ČR do EU) dosahovat uspokojivých hektarových výnosů. Tyto výnosy přesahují výnosovou hranici 2,848 t/ha, při které vlastní náklady semene řepky na úrovni 5 933,- Kč/t začínají růst degresivně (viz graf č. 16). V kombinaci s rostoucí cenou ve stejném období (viz graf č. 19) to je velmi pozitivní. Jako příčina dosahování dobrých hektarových výnosů produkce se vidí skutečnost, že se pomalu zvyšovala intenzita pěstování. Od roku 2004, kdy ČR vstoupila do EU, se pěstitelská technologie ještě více zintensivnila. Jedná se zřejmě o pozitivní důsledek společné zemědělské politiky a systému dotací EU (SAPS, TOP-UP). Od roku 2004 je totiž hodnototvorná funkce celkových hektarových nákladů efektivní

(produktivita řízení, obsluhy a správy kalkulované činnosti) resp. racionální, a to díky vlivu růstu přímých materiálových nákladů (viz graf č. 5) na růst hektarového výnosu (viz graf č. 17). Úroveň intenzity pěstitelské technologie (za předpokladu nulového zisku) by měla dosahovat úrovně alespoň 2 t/ha semene. Nižší hektarový výnos je známkou dlouhodobě špatné realizace kalkulované činnosti (viz graf č. 21).

Vzhledem k tomu, že v odvětví existuje od roku 2004 (vstup ČR do EU) transparentní trend růstu realizační ceny produkce (viz graf č. 19, zvyšovala se poptávka po řepkovém semeni), je transformace vstupů na požadovaný výstup také účelná. Práce tedy v konečném důsledku dokazuje, že účinnost transformace vstupů na požadovaný výstup je při pěstování řepky v ČR ekonomicky efektivní (rentabilní).

V neposlední řadě práce potvrzuje, že celý systém kalkulace vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) a z něj vyplývající kladná klesající rentabilita (efektivnost) činnosti je velmi citlivý na strukturální výkyvy (vlivy) počasí. Tato skutečnost je v extrému zřejmá zejména ze situace roku 2003, kdy vymrzla velká část produkce a ve vegetačním období bylo velké sucho (viz graf č. 23).

8 SEZNAM LITERATURY

- ARLT J., ARLTOVÁ M.: *Ekonomické časové řady*, 1.vyd. Praha, Professional Publishing, 2009, ISBN 978-80-86946-85-6
- BARANYK P. a kol.: *Olejniny*, 1.vyd., Praha, Profi Press, 2010, ISBN 978-80-86726-38-0
- BARANYK P.; FÁBRY A.; a kol.: *ŘEPKA: pěstování, využití, ekonomika*. 1.vyd. Praha, Profi Press, 2007, ISBN 978-80-86726-26-7
- CIPRA, T.: *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*, Praha, 1986, SNLT-nakladatelství technické literatury
- ČECHURA L.: *Zdroje a limity růstu agrárního sektoru*, 1.vyd. Praha, ASPI Wolters Kluwer ČR, 2009, ISBN 978-80-7357-493-2
- ČECHURA L. a kol.: *Cvičení z ekonometrie*, 2.vyd. Praha, PEF ČZU, 2010, ISBN 978-80-213-1976-9
- FIBÍROVÁ J., ŠOLJAKOVÁ, L., WAGNER, J.: *Nákladové a manažerské účetnictví*, Praha, ASPI Wolters Kluwer, ISBN 978-80-7357-299-0
- FREIBERG F.: *Finanční controlling*, 1996, Management Press, ISBN 80-85943-03-4
- GREENE W.H.: *Econometric Analysis*, 5.edition, NJ USA, Prentice-Hall, 2003, ISBN 0-13-066189-9
- GUJARATI D. N.: *Basic Econometrics*, 4.edition, NY USA, The McGraw-Hill, 2004, ISBN 0-07-233542-4
- HUŠEK R.: *Ekonometrická analýza*, 1.vyd. Praha, Oeconomica VŠE, 2007, ISBN 978-80-245-1300-3
- KAVKA M. a kol.: *Normativy zemědělských výrobních technologií: pěstební a chovatelské technologie a normativní kalkulace*, Praha, ÚZPI, 2006, ISBN 80-7271-164-4
- KRÁL B. a kol.: *Manažerské účetnictví*, Praha, Management Press, 2008, ISBN 978-80-7261-141-6
- MACÍK K.: *Jak kalkulovat podnikové náklady?*, Ostrava, Montanex, 1994, ISBN 80-85 780-16-X
- MANKIW N.G.: *Zásady ekonomie*, Praha, Grada Publishing, 2009, ISBN 80-7169-891-1
- MAREK L. a kol.: *Statistika pro ekonomy*, 2.vyd. Praha, Professional Publishing, 2007, ISBN 978-80-86946-40-5

- MAŘÍK M. a kol.: *Metody oceňování podniku*, 2.vyd. Praha, Ekopress, 2007, ISBN 978-80-86929-32-3
- NOVÁK J.: *Kalkulace nákladů v zemědělství*, Praha, ÚZPI, 1997, ISSN 0231-9470
- PETEROVÁ J.: *Ekonomika výroby a zpracování zemědělských produktů*, 4. vyd. Praha, PEF ČZU, 2010, ISBN 978-80-213-2053-6
- PETEROVÁ J., ŽÍDKOVÁ D.: *Kalkulace nákladů a cen*, 1.vyd. Praha, PEF ČZU, 2002, ISBN 80-213-0931-8
- POLÁČKOVÁ J. a kol.: *Metodika kalkulací nákladů a výnosů v zemědělství*, Praha, ÚZEI, 2010, ISBN 978-80-86671-75-8
- POLÁČKOVÁ J. a kol.: *Analýza nákladů a rentability vybraných zemědělských výrobků 2002-2006*, Praha, ÚZEI výzkumná studie č.093, 2008, ISBN 978-80-86671-55-0
- PULKRÁBEK, CAPOUCHOVÁ, HAMOUZ a kol.: *Speciální fytotechnika*, 2.vyd. Praha, Power Print CZU, 2006, ISBN 80-213-1020-0
- SAMUELSON, P. A, NORDHAUS, W. D.: *Ekonomie*, 18. vyd. Praha, NS Svoboda, 2007, ISBN 978-80-205-0590-3
- STŘELEČEK F.: *Stupně efektivnosti nákladů – monografie*, České Budějovice, JČU, 2004, ISBN 80-7040-722-0
- STŘELEČEK F., RADEK Z.: *Efektivnost intenzifikačních nákladů – monografie*, České Budějovice, JČU, 2008, ISBN 978-80-7394-134-5
- SVATOŠ M. a kol.: *Ekonomika agrárního sektoru*, 1.vyd., Praha, PEF ČZU, 2008, ISBN 978-80-213-1846-5
- SVATOŠOVÁ L., KÁBA B.: *Statistické metody II.*, 1.vyd., Praha, PEF ČZU, 2008, ISBN 978-80-213-1736-9
- SYNEK M. a kol.: *Manažerská ekonomika*, 4. vyd. Praha, Grada Publishing, 2009, ISBN 978-80-247-1992-4
- TVRDOŇ J.: *Ekonometrie*, 5. vyd. Praha, PEF ČZU, 2010, ISBN 978-80-213-0819-0
- VALDER A.: *Účetnictví I*, 1.vyd. Praha, PEF ČZU, 2009, ISBN 978-80-213-1771-0
- VYSUŠIL J., MACÍK K.: *Kalkulace a strukturní analýza*, Praha, Institut řízení, 1985
- ŽÍDKOVÁ D., ROSOCHATECKÁ E.: *Ekonomika podniků*, 1.vyd. Praha, PEF ČZU, 2009, ISBN 978-80-213-1886-1

Elektronické zdroje:

BARANYK P., *Informace o olejninách – INFOL XX/2008*, svaz pěstitelů a zpracovatelů olejnin [on-line], publikováno 09.03.2008, [cit. 2011-04-07], Dostupné z: <<http://www.spzo.cz/cinnost/infol/>>

Zemědělská účetní datová síť ČR, Ústav zemědělské ekonomiky a informací [on-line 1.1.2012], publikováno 14.10.2011, [cit. 2012-01-01], Dostupné z: <http://www.vsbox.cz/fadn/HTM/FADN_V_CR.htm>

9 PŘÍLOHY

- I. Příloha:** Technologický postup pěstování řepky ozimé
- II. Příloha:** Obsah jednotlivých položek kalkulačního vzorce v rostlinné výrobě
- III. Příloha:** Kalkulační vzorce: a) pomocných činností, b) výrobní režie, c) správní režie
- IV. Příloha:** Možnosti využití řepkového semene
- V. Příloha:** Struktura nákladů řepky ozimé u podniků s podvojným účetnictvím v nominálních cenách (Kč), 1992 - 2009
- VI. Příloha:** Tvar populační a výběrové ACF a PACF, tvar modelu ARIMA(p,d,q)
- VII. Příloha:** Odvození odhadu strukturních parametrů BMNČ, předpoklady LRM
- VIII. Příloha:** DF test Y_t – Mzdové náklady [Kč / ha]
- IX. Příloha:** DF test X_t – Režijní náklady [Kč / ha]
- X. Příloha:** Vysvětlovaná proměnná Y_t – Mzdové náklady [Kč / ha]
- XI. Příloha:** Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. X
- XII. Příloha:** DF test Z_t – Přímé materiálové náklady [Kč / ha]
- XIII. Příloha:** Vysvětlovaná proměnná X_t – Režijní náklady [Kč / ha]
- XIV. Příloha:** Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. XIII
- XV. Příloha:** DF test – hektarové náklady hnojiv [Kč / ha]
- XVI. Příloha:** DF test – prostředky ochrany rostlin [Kč / ha]
- XVII. Příloha:** Vysvětlovaná proměnná – prostředky ochrany rostlin [Kč / ha]
- XVIII. Příloha:** Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. XVII
- XIX. Příloha:** DF test E_t – Provozní náklady [Kč / ha]
- XX. Příloha:** Vývoj meziročních změn přímých materiálových a přímo přiřaditelných provozních nákladů (Kč/ha)

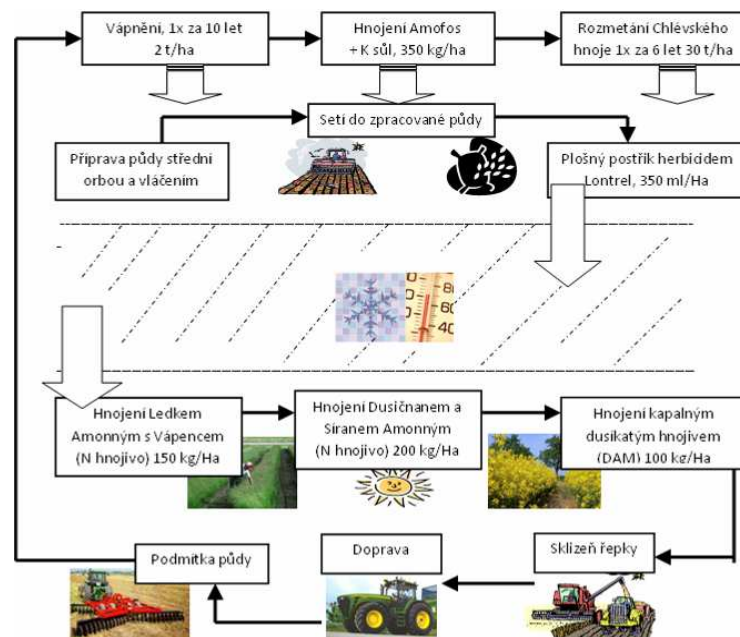
- XXI. Příloha:** Ověření ortogonálního charakteru reziduálních složek VAR modelu
- XXII. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodných složek VAR modelu
- XXIII. Příloha:** Odhad parametrů 1. rovnice soustavy VAR modelu
- XXIV. Příloha:** Odhad parametrů 2. rovnice soustavy VAR modelu
- XXV. Příloha:** Specifikace VAR modelu pro impulse-response analýzu meziročních změn přímých provozních a přímých materiálových hektarových nákladů úseku činnosti
- XXVI. Příloha:** Vývoj endogenních a exogenních proměnných rekurzivního modelu
- XXVII. Příloha:** Odhad populační regresní funkce hektarových výnosů (t/ha)
- XXVIII. Příloha:** Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. XXVII
- XXIX. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XXVII
- XXX. Příloha:** Rozdělení četností reziduí (uhat1) modelu z přílohy č. XXVII
- XXXI. Příloha:** Výpočet produkční pružnosti modelu teoretických hektarových výnosů z přílohy č. XXVII
- XXXII. Příloha:** Porovnání skutečných a teoretických hektarových výnosů generovaných modelem z přílohy č. XXVII
- XXXIII. Příloha:** Odhad logaritmicko-lineární populační regresní funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t)
- XXXIV. Příloha:** Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. XXXIII
- XXXV. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XXXIII
- XXXVI. Příloha:** Rozdělení četností reziduí (uhat2) modelu z přílohy č. XXXIII
- XXXVII. Příloha:** Porovnání skutečných a teoretických vlastních nákladů hlavního výrobku generovaných modelem z přílohy č. XXXII
- XXXVIII. Příloha:** Strukturální a redukovaný tvar růstového modelu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) v závislosti na růstu přímých materiálových nákladů (Kč/ha)
- XXXIX. Příloha:** Výpočet nákladové pružnosti modelu teoretických vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) z přílohy č. XXXIII
- XL. Příloha:** Výpočet úplných vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha), LRM
- XLI. Příloha:** Regresní model trendové funkce hektarových výnosů (t/ha)
- XLII. Příloha:** Pomocný regresní model pro ověření trendové stacionarity vysvětlované proměnné z přílohy č. XLI
- XLIII. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XLII
- XLIV. Příloha:** Regresní model trendové funkce vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t)
- XLV. Příloha:** Pomocný regresní model pro ověření trendové stacionarity vysvětlované proměnné z přílohy č. XLIV

- XLVI. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XLV
- XLVII. Příloha:** Odhad strukturálních parametrů populační regresní funkce 1. rovnice soustavy (hektarové výnosy)
- XLVIII. Příloha:** Vlastnosti modelu z přílohy č. XLVII
- XLIX. Příloha:** Odhad strukturálních parametrů populační regresní funkce 2. rovnice soustavy (vlastní náklady hlavního výrobku)
- L. Příloha:** Vlastnosti modelu z přílohy č. XLIX
- LI. Příloha:** Strukturální a redukovaný tvar simultánního modelu hektarových výnosů (t/ha) a vlastních nákladů semene řepky (Kč/t)
- LII. Příloha:** Odhad strukturálních parametrů polynomicke populační regresní funkce vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t)
- LIII. Příloha:** Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. LII
- LIV. Příloha:** Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. LII
- LV. Příloha:** Výpočet nákladové pružnosti funkce teoretických vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) z přílohy č. LII
- LVI. Příloha:** Odhad strukturálních parametrů polynomicke trendové funkce měsíčních CZV řepkového semene (Kč/t)
- LVII. Příloha:** Průměrné měsíční CZV řepkového semene Kč/t v jednotlivých měsících
- LVIII. Příloha:** Průměrné měsíční CZV řepkového semene Kč/t v jednotlivých letech
- LIX. Příloha:** ACF a PACF průměrných měsíčních CZV řepkového semene v Kč/t
- LX. Příloha:** DF test – první diference průměrných měsíčních CZV řepkového semene
- LXI. Příloha:** ACF a PACF 1. sezónních diferencí průměrných měsíčních CZV řepkového semene Kč/t
- LXII. Příloha:** Odhad parametrů modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty
- LXIII. Příloha:** Noise Residual procesu ARIMA(13,0,7)(0,1,0): ACF, PACF, histogram
- LXIV. Příloha:** Vyrovnávní časové řady průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene v Kč/t a prognóza z modelu, proces ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty
- LXV. Příloha:** Rozdělení celkových hektarových nákladů na variabilní a fixní část (klasifikační metoda) vycházející z příloh č. II a č. III
- LXVI. Příloha:** Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky provozních nákladů (Kč/ha)
- LXVII. Příloha:** Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky režijních nákladů (Kč/ha)
- LXVIII. Příloha:** Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky mzdových nákladů (Kč/ha)
- LXIX. Příloha:** Odhad průměrného vývoje jednotkových variabilních nákladů výroby (Kč/t)
- LXX. Příloha:** Efekt deprese fixních nákladů (Kč/t)

Rejstřík grafů, obrázků a tabulek:

Graf č. 1: Vývoj struktury celkových vlastních hektarových nákladů úseku činnosti(v %)	36
Graf č. 2: Vývoj relativního podílu přímých a režijních mzdových nákladů (Kč/ha)	37
Graf č. 3: Vývoj mzdových a režijních nákladů (Kč/ha)	38
Graf č. 4: Vývoj relativního podílu složek nepřímé výrobní a správní režie (Kč/ha)	39
Graf č. 5: Vývoj režijních a přímých materiálových nákladů (Kč/ha)	39
Graf č. 6: Vývoj relativního podílu složek přímých materiálových nákladů (Kč/ha)	40
Graf č. 7: Vývoj hektarových nákladů hnojiv a prostředků ochrany rostlin (Kč/ha)	41
Graf č. 8: Vývoj relativního podílu složek přímých provozních nákladů (Kč/ha)	42
Graf č. 9: Vývoj provozních a režijních hektarových nákladů (Kč/ha)	42
Graf č. 10: Impulse-response analýza meziročních změn provozních a přímých materiálových nákladů úseku činnosti (Kč/ha)	44
Graf č. 11: Nákladová funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t, osa y) v závislosti na teoretickém hektarovém výnosu (t/ha, osa x)	49
Graf č. 12: Vliv t/ha výnosů na vlastní náklady semene řepky Kč/t	50
Graf č. 13: Vývoj úplných vlastních nákladů úseku činnosti z rekurzivního modelu vzhledem k skutečným vlastním nákladům úseku činnosti (Kč/ha)	51
Graf č. 14: Vývoj průměrné roční teploty a úhrnu srážek	52
Graf č. 15: Vývoj přímých materiálových nákladů (Kč/ha) přepočtených cenovým deflátořem (index CZ-CPA, CE201)	53
Graf č. 16: Nákladová funkce vlastních nákladů semne řepky (Kč/t, osa y) v závislosti na skutečném hektarovém výnosu (t/ha, osa x)	55
Graf č. 17: Kolísání hektarového výnosu (t/ha) okolo hodnoty inflexního bodu nákladové funkce kalkulační jednotice výroby (Kč/t) z grafu č. 16	57
Graf č. 18: Vývoj průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene (Kč/t), 1994/1–2009/9	58
Graf č. 19: Průměrné roční ceny zemědělských výrobců řepkového semene v Kč/t z modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty z přílohy č. LXIV v letech 1995-2012	60
Graf č. 20: Odhad průměrného vývoje variabilních a fixních hektarových nákladů (Kč/ha) na základě rozdělení smíšených časových řad kalkulačních položek na fixní a variabilní část z příloh č. LXVI, č. LXVII, č. LXVIII	62
Graf č. 21: Analýza průměrného bodu zvratu hektarových výnosů za období 1992-2009, lineární růst zisku (Kč/ha)	63
Graf č. 22: Vývoj příspěvku na úhradu fixních nákladů a tvorby zisku, za období 1995-2009 (Kč/ha)	64
Graf č. 23: Vývoj rentability semene řepky (Kč/t) v letech 1995-2009	65
Obrázek č. 1: Výnosová struktura řepky ozimé	7
Obrázek č. 2: Kalkulační systém	14
Obrázek č. 3: Analýza příspěvku na úhradu	20
Obrázek č. 4: Analýza bodu zvratu	21
Obrázek č. 5: Koncept kvalitativního zhodnocení růstu nákladovosti 1992-2009	77
Tabulka č. 1: Kalkulační vzorec v rostlinné výrobě	17

I. Příloha: Technologický postup pěstování řepky ozimé



Název	Operace		Materiál Název	MJ	Množství materiálu (MJ/ha)		
	ATL	Opakování			K+R oblast	B oblast	BO+H oblast
Vápnění do 2t/ha vč.dopravy a nakládání	01.08.	0,10	Vápenec jemně mletý	t	2,00	2,00	2,00
Hnojení TMH 0,31-0,6t/ha vč.dopravy a nakládání	03.08.	1,00	Amofos + K sůl	t	0,39	0,36	0,30
Rozmetání hnoje 30t/ha vč.dopravy a nakládání	05.08.	0,15	Chlévský hnůj	t	30,00	30,00	30,00
Střední orba	08.08.	1,00					
Vláčení	18.08.	1,00					
Setí do zpracované půdy	20.08.	1,00	Osivo řepka ozimá moř.	Výs.j.	1,00	1,00	1,00
Plošný postřik do 300l/ha vč.dopravy vody	28.08.	1,00	Lontrel 300	l	0,35	0,35	0,35
Hnojení TMH do 0,2t/ha vč.dopravy a nakládání	01.03.	1,00	LAV	t	0,20	0,15	0,10
Hnojení TMH do 0,2t/ha vč.dopravy a nakládání	01.04.	1,00	DASA 26 % N, 13 % S	t	0,20	0,20	0,20
Hnojení kapalnými hnojivy do 300l/ha vč.dopravy	25.04.	1,00	DAM 390	t	0,10	0,10	0,10
Sklizeň řepky	15.07.	1,00	Řepka ozimá	t	3,20	3,00	2,50
Doprava maloobjemových hmot	15.07.	1,00					
Podmítka talířovými podmítači	25.07.	1,00					

Zdroj: VÚZT, vlastní zpracování

II. Příloha: Obsah jednotlivých položek kalkulačního vzorce v rostlinné výrobě

1 Nakoupená osiva a sadba

Jde o spotřebu nakoupených osiv a sadby pro jednotlivé úseky rostlinné výroby. V této souvislosti je třeba upozornit, že veškeré spotřebované nákupy se účtují v závislosti na zvoleném způsobu účtování zásob. Pro účely kalkulace nákladů lze z praktických důvodů doporučit způsob A (ČÚS č. 015). Při vydání osiv a sadby do spotřeby jde o přímý náklad, jehož přiřazování k jednotlivým výkonům nečiní potíže.

2 Vlastní osiva a sadba

Do této položky patří spotřeba osiv a sadby vlastní výroby pro jednotlivé úseky rostlinné výroby. Při ocenění je třeba vycházet z vlastních nákladů na jejich výrobu v podniku, včetně zohlednění zvoleného způsobu účtování o zásobách a způsobech ocenění podle charakteru výroby tak, jak stanoví účetní předpisy. Oceňování majetku je základním metodickým problémem účetnictví, který ovlivňuje nejen výsledek hospodaření, ale i úroveň vlastních nákladů těch výrobků, jichž se toto oceňování týká. Ovlivňuje tak i správnost účetnictví a správnost jeho údajů potřebných pro finanční a vlastní analýzy a také pro daňové účely. Při oceňování vlastních výrobků lze vlastní náklady stanovit na úrovni skutečných nákladů nebo nákladů podle plánových kalkulací. Doporučujeme účtovat během účetního období produkci a spotřebu vlastních osiv a sadby ve vnitropodnikových plánových cenách. Pro účely vlastní kalkulace se zjistí rozdíl plánové ceny a ceny zjištěné výslednou kalkulací vlastních výrobků, který bude pro účely vlastní kalkulace přiřazen ke spotřebovaným výkonům. Spotřeba vlastních osiv a sadby je přímým druhotným nákladem, jehož přiřazování k jednotlivým výkonům nečiní potíže (úč.613).

3 Nakoupená (průmyslová) hnojiva

Jde o spotřebu průmyslových hnojiv pro jednotlivé úseky rostlinné výroby. Jde o přímý náklad, jehož přiřazování k jednotlivým výkonům nečiní potíže. Určité nepřesnosti se dopouštíme tím, že v některých případech hnojená plodina nevyužije všechny živiny a část jich zůstane pro následující plodinu. Výše zůstatku pro následující plodinu je těžko objektivně zjištělná, a proto nelze najít zdůvodněnou základnu pro případný rozvrh nákladů na hnojení průmyslovými hnojivy na další období (úč. 501).

4 Vlastní (organická) hnojiva

Jde zejména o statková hnojiva. Při jejich započítávání vznikají určité potíže, které souvisí jednak s oceňováním chlévské mrvy, kejdy a močůvky, jednak s rozvrháváním těchto nákladů na jednotlivé plodiny v rostlinné výrobě. Problematika oceňování vlastních hnojiv je podrobně řešena příloze 4/01. Při rozvrhu nákladů na hnojení statkovými hnojivy je třeba respektovat skutečnost, že se nehnojí jen příslušná plodina, nýbrž v podstatě celý osevní postup (při respektování zásad potřebného střídání plodin). Z uvedeného vyplývá, že sice lze zjistit, jaké množství statkových hnojiv bylo spotřebováno např. k cukrovce, bramborám apod., ale nelze přesně stanovit, kolik živin z toho hnojené plodiny využily. Plodiny hnojené statkovými hnojivy nevyužijí všechny živiny v nich obsažené a v některých případech ani využít nemohou, protože živiny

v nich obsažené nejsou v krátké době pro rostliny přijatelné. Proto se pro tyto účely používá celá řada rozvrhových základů, které se od sebe někdy dosti podstatně odlišují. Pro stanovení vhodné základny pro rozvrh nákladů těchto hnojiv je třeba vzít v úvahu, že mobilizace živin probíhá různě podle vlastností půdy – např. v těžkých půdách by bylo třeba rozdělit účinky hnojiv na delší dobu než v lehkých půdách. Dále je třeba vzít v úvahu různé požadavky jednotlivých plodin na množství a kvalitu živin. Například některé plodiny vyžadují, aby živiny byly přítomny v přebytku, samy však jich spotřebují jen malou část, takže živiny zůstanou v půdě pro následnou plodinu, část živin může být podle vlastností půdy ztracena vyplavením, denitrifikačními pochody apod. Některé plodiny (např. okopaniny), mají-li mít dobré výnosy, sice vyžadují značné množství statkových hnojiv, zejména hnoje, na druhé straně však připravují půdu do vhodného stavu pro následující plodinu. Na některé půdy a plodiny má přímé hnojení chlévkou mrvou, močůvkou nebo kejdou nepříznivé účinky. Z uvedeného vyplývá, že hnojení statkovými hnojivy se týká celého osevního postupu a otázku započítávání nákladů na toto hnojení je nutno řešit z hlediska celého osevního postupu vycházejícího z výrobní a ekonomické nutnosti co nejvýhodnějšího střídání plodin, vyjádřeného zásadou volby co nejlepších předplodin a následných plodin. Náklady na spotřebovaná statková hnojiva se rozvrhnou podle přepočtených osevních ploch jednotlivých plodin sklizených v běžném roce. Pro tento účel se započítají:

- plodiny přímo hnojené dvojnásobkem své výměry,
- ostatní plodiny svou prostou výměrou,
- louky polovinou své výměry,
- pastviny, pokud se hnojí, čtvrtinou své výměry.

Vypočtená částka nákladů na hnojení 1 ha přepočtené osevní plochy se vynásobí přepočtenou osevní plochou jednotlivých plodin a započítá se do jejich vlastních nákladů. V zahradnictví, ovocnářství, chmelařství a vinařství se uvede přímá spotřeba těchto hnojiv. Náklady spojené s dovozem, rozmetáním a zapravením chlévkové mrvy a kompostů do půdy se zahrnují do nákladů přímo hnojených plodin v příslušných kalkulačních položkách. Náklady na zelené hnojení se plně započítávají do vlastních nákladů té plodiny, která je na pozemku po zeleném hnojení zasetá (zasázena).

5 Prostředky ochrany rostlin

Náklady na spotřebu ochranných prostředků pro jednotlivé plodiny jsou přímým nákladem, u kterého přiřazování k jednotlivým výkonům nečiní potíže (úč.501).

6 Ostatní přímý materiál

Patří sem zejména spotřeba pytlů a obalů při přípravě výrobků k expedici. Zahrnuje se sem i spotřeba motouzu a ostatního materiálu pro rostlinnou výrobu (úč.501).

7 Ostatní přímé náklady a služby

V této nákladové položce se kumulují celá řada přímých nákladů, a to zejména služeb, ostatních provozních nákladů a finančních nákladů. Jde zejména o tyto náklady:

- spotřeba ostatních neskladovatelných dodávek jako je voda, plyn apod.,
- spotřeba energie a PHM, které výrobkově mohou být zachycovány jen u speciálních úseků rostlinné výroby, jako např. v zahradnictví – vytápění skleníků, energie a PHM při sušení např. chmele apod. (úč. 501 a úč. 502),

- opravy a udržování, kde se zahrnují externí náklady na opravy a udržování těch strojů, zařízení a budov, jejichž odpisy patří v rostlinné výrobě k přímým nákladům (speciální stroje a budovy pro speciální úseky rostlinné výroby – skleníky apod.) (úč.511),
- práce agrochemických a jiných podniků pro jednotlivé plodiny v rostlinné výrobě (u některých úseků rostlinné výroby jde o vysoké nákladové položky), (úč. skup. 51)
- cestovné u speciálních úseků rostlinné výroby, (úč.512)
- nájemné za stroje a budovy pro speciální úseky rostlinné výroby,
- nájemné za pronajatou zemědělskou půdu (pachtovné), které se rozdělí na jednotlivé úseky rostlinné výroby podle hektarů sklizňové plochy, (úč. skup. 51)
- ostatní služby, kde se uvedou služby, které nejsou obsaženy v předchozí části, a jednak se zde uvede spotřeba drobného hmotného a nehmotného majetku u speciálních úseků rostlinné výroby, (úč. skup. 51)
- daň z nemovitostí pro speciální úseky rostlinné výroby, (úč. skup. 53)
- daň z pozemků, která se na jednotlivé výkony rozdělí podle jejich sklizňových ploch, (úč. skup. 53)
- ostatní provozní náklady, především pojistné uzavřené s jednotlivými pojišťovnami na jednotlivé plodiny, příp. budovy u speciálních úseků rostlinné výroby (úč. skup. 54)
- úroky, které se týkají jen speciálních úseků rostlinné výroby.

8 Pracovní (mzdové a osobní) náklady celkem

Do této nákladové položky se zahrnují veškeré přímé mzdové náklady a náklady na zákonné sociální a zdravotní pojištění pro jednotlivé úseky rostlinné výroby. Vzhledem k častému a nepravidelnému střídání prací pro jednotlivé výkony v RV, je obtížné přiřadit náhradu za dovolenou ke konkrétnímu výkonu, proto se zahrnuje do výrobní režie.

9 Odpisy dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku

Do této nákladové položky se zahrnují účetní odpisy dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku. Tyto účetní odpisy vyjadřují skutečné opotřebení dlouhodobého nehmotného a hmotného majetku a mohou se výrazně lišit od daňových odpisů (úč.551). Pro objektivnější vyjádření odpisů k jednotlivým výkonům rostlinné výroby je třeba rozdělit stroje a budovy související s rostlinnou výrobou do dvou skupin:

- jednoúčelové stroje, zařízení, budovy, jejichž odpisy budou přímo zatěžovat příslušný výkon,
- víceúčelové stroje, zařízení a budovy, jejichž odpisy budou zatěžovat režii rostlinné výroby.

Mezi jednoúčelové stroje patří např. sazeče brambor, vyorávače brambor, sklízeče cukrové řepy, sklízeče lnu, konopí, pluhy pro chmelnice apod. Mezi jednoúčelové budovy patří např. sklady na brambory, sušárny na chmel, skleníky apod. Odpisy víceúčelových strojů, zařízení a budov související s rostlinnou výrobou se zahrnují do výrobní režie rostlinné výroby. Jsou to především:

- stroje na obdělávání půdy, mimo těch, které jsou považovány za jednoúčelové,
- stroje na hnojení a postřik, mimo postřikovačů a poprašovačů do vinic a chmelnic,
- aplikační zařízení pro postřik herbicidy,
- sklizňové stroje, mimo jednoúčelových strojů, které jsou zahrnovány k pomocným odvětvím (obilní sklízecí mlátičky),
- závlahové soupravy, pokud slouží více plodinám v rostlinné výrobě.

U výkonů trvalých kultur (sady, vinice, chmelnice) se do nákladů na odpisy DNHM zahrnují také odpisy pěstitelských celků trvalých porostů s dobou plodnosti delší než 3 roky.

10 Náklady pomocných činností (práce vlastních mechanizačních prostředků)

Do této nákladové položky patří práce traktorů, sklízecích mlátiček, nákladní autodopravy, potahů a těžkých mechanismů pro jednotlivé výkony rostlinné výroby. Jde o zahrnutí skutečných nákladů těchto pomocných činností prováděné pro jednotlivé plodiny. Patří sem také opravy a udržování prováděné vlastními pracovníky pro jednoúčelové stroje, jejichž odpisy se zahrnují přímo k jednotlivým plodinám, a náklady na opravy a udržování budov a zařízení u speciálních úseků rostlinné výroby (skleníky, sklady na brambory, zeleninu apod.) Přiřazování nákladů pomocných činností k jednotlivým výkonům lze uplatnit dvojím způsobem:

- a) Při kalkulaci vlastních nákladů během roku je třeba nejdříve sestavit pro jednotlivé pomocné činnosti plánované, resp. předběžné kalkulace vlastních nákladů na jednotku stanoveného výkonu a tyto zahrnovat k jednotlivým plodinám. Po uzavření účetních knih je třeba sestavit výsledné (skutečné) kalkulace vlastních nákladů pomocných činností a rozdíl proti plánované (předběžné) kalkulaci, tzv. kalkulační rozdíl promítnout do nákladů hlavních výkonů (jednotlivých plodin).
- b) Při kalkulaci vlastních nákladů za celé účetní období lze nejdříve vykalkulovat skutečné náklady pomocných činností a ty zahrnout do hlavních výkonů. Při kalkulaci pomocných činností je třeba dodržovat určitou posloupnost, tj. zohlednit skutečnost předávání vzájemných prací a služeb mezi jednotlivými pomocnými činnostmi. Náklady pomocných činností jsou druhotným nákladem.

11 Výrobní režie

Do této položky patří podíl výrobní režie rostlinné výroby, která zahrnuje všechny časově rozlišené prvotní i druhotné náklady spojené s řízením a obsluhou rostlinné výroby. Jde o náklady, které nelze zjišťovat přímo na jednotlivé výkony rostlinné výroby nebo by jejich přímé určování bylo nevhodné.

12 Správní režie

Do správní režie patří podíl správní režie pro rostlinnou výrobu, která rovněž zahrnuje všechny časově rozlišené prvotní i druhotné náklady celopodnikového charakteru.

Zdroj: POLÁČKOVÁ a kol. 2010, NOVÁK 1997

III. Příloha: Kalkulační vzorce: a) pomocných činností, b) výrobní režie, c) správní režie

a) KALKULAČNÍ VZOREC POMOCNÝCH ČINNOSTÍ:

1 Nakoupený materiál

Do této položky se zahrnuje spotřeba nakoupeného materiálu podle charakteru pomocných a ostatních činností (501).

2 Výrobky vlastní výroby

Do této položky se zahrnuje spotřeba výrobků vlastní výroby také podle charakteru pomocné činnosti, tj. (613 MD):

- u potahů spotřeba krmiv a steliv vlastní výroby,
 - u výroby sena spotřeba zelené píce,
 - u silážování spotřeba zelené píce, chrástu, řepných řízků, brambor apod.,
 - u výroby kompostů spotřeba hnojiv vlastní výroby,
 - u šrotování, čištění apod. spotřeba vlastních obilovin, příp. jiných plodin vlastní výroby,
 - u výroby krmiv, hnojiv apod. spotřeba vlastních obilovin a jiných plodin vlastní výroby.
- Ocenění výrobků vlastní výroby se provádí ve vlastních nákladech výroby účetní jednotky

3 Ostatní přímé náklady a služby

V této nákladové položce jde zejména o tyto náklady (501, 502, 503, 555, 562 a účty skupiny 51, 53,54) :

- spotřeba energie, PHM zejména traktorů, sklízecích mlátiček, nákladních aut a samojízdných strojů,
- spotřeba ostatních neskladovatelných dodávek jako je voda, plyn,
- externí opravy a udržování,
- veterinární a jiné služby u tažných zvířat,
- nájemné za budovy, stavby, příp. mechanizační prostředky,
- daň silniční, daň z nemovitosti a ostatní nepřímé daně a poplatky související s provozem jednotlivých pomocných činností,
- ostatní provozní náklady a z toho zejména pojistné,
- úroky.

4 Pracovní náklady celkem

Do této položky se zahrnují mzdy a osobní náklady, které souvisejí s jednotlivými pomocnými činnostmi (účty skupiny 52).

5 Odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku

Jde o účetní odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku, který souvisí s jednotlivými pomocnými činnostmi. U traktorů a nákladních autodopravy jde o odpisy nejen traktorů a nákladních aut, ale i přívěsů, garáží, stájí apod. (551).

6 Odpisy tažných zvířat

U tažných zvířat se do této položky zahrnují jejich odpisy, podle stejných zásad jako u dospělých zvířat v živočišné výrobě (551).

7 Náklady pomocných činností

Do této položky patří práce vlastních mechanizačních prostředků, potahů a vlastní opravy a udržování mezi jednotlivými pomocnými a ostatními činnostmi. U silážování sem nepatří náklady na dovoz silážních plodin. Tyto náklady se zahrnují do nákladů příslušné plodiny (náklady vnitropodnikového účetnictví).

8 Výrobní (středisková) režie

Do této položky patří podíl výrobní (střediskové) režie, ale jen v případě, jsou-li pomocné, resp. ostatní činnosti organizovány v rámci podnikatelského subjektu jako výrobní odvětví nebo středisko (náklady vnitropodnikového účetnictví).

9 Náklady celkem položka 1 až 8

b) KALKULAČNÍ VZOREC VÝROBNÍ REŽIE:

1 Nakoupený materiál

Patří sem spotřeba nakoupeného materiálu, která souvisí s výrobou a kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (501).

2 Výrobky vlastní výroby

U nezemědělských výrob sem patří spotřeba vlastních výrobků, která souvisí s výrobou a kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (613 MD).

3 Ostatní přímé náklady a služby

Tak jako u ostatních činností je v této nákladové položce kumulována celá řada prvotních nákladů, která souvisí s výrobou a kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu. Zahrnují se sem zejména (501, 502, 503, 555, 562 a účty skupiny 51, 53,54):

- spotřeba energie, PHM a vody,
- nájemné,
- dodavatelské opravy a udržování a další služby, včetně nákladů na reklamu,
- daň z nemovitostí, příp. jiné daně podle charakteru činností,
- ostatní provozní náklady, hlavně pojistné,
- úroky,
- manka a škody v rámci norem,
- zúčtování komplexních nákladů příštích období.

4 Pracovní náklady celkem

Do této položky patří mzdy a osobní náklady, které souvisejí s výrobou a které nelze přímo zahrnovat k určitému výkonu (účty skupiny 52).

5 Odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku

Do této položky se zahrnují účetní odpisy jednoúčelových budov a strojů, které souvisejí s výrobou a které nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (551).

6 Náklady pomocných činností

Do této položky patří práce vlastních mechanizačních prostředků, potahů a opravy a udržování, které souvisejí s výrobou a které nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (náklady vnitropodnikového účetnictví).

7 Náklady celkem Položka 1 až 6

c) KALKULAČNÍ VZOREC SPRÁVNÍ REŽIE:

1 Nakoupený materiál

Patří sem spotřeba nakoupeného materiálu celopodnikového charakteru, kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (501).

2 Výrobky vlastní výroby

U nezemědělských výrob sem patří spotřeba vlastních výrobků celopodnikového charakteru, kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (613 MD).

3 Ostatní přímé náklady a služby

Tak jako u ostatních činností je v této nákladové položce kumulována celá řada prvotních nákladů celopodnikového charakteru, kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu.

Zahrnují se sem zejména (501, 502, 503, 555, 562 a účty skupiny 51, 53,54):

- spotřeba energie, PHM a vody,
- nájemné,
- dodavatelské opravy a udržování a další služby, včetně nákladů na reklamu,
- daň z nemovitostí, příp. jiné daně podle charakteru činností,
- ostatní provozní náklady, hlavně pojistné,
- úroky,
- manka a škody v rámci norem,
- zúčtování komplexních nákladů příštích období.

4 Pracovní náklady celkem

Do této položky patří mzdy a osobní náklady celopodnikového charakteru a kterou nelze přímo zahrnovat k určitému výkonu (účty skupiny 52).

5 Odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku

Do této položky se zahrnují účetní odpisy jednoúčelových budov a strojů celopodnikového charakteru, kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (551).

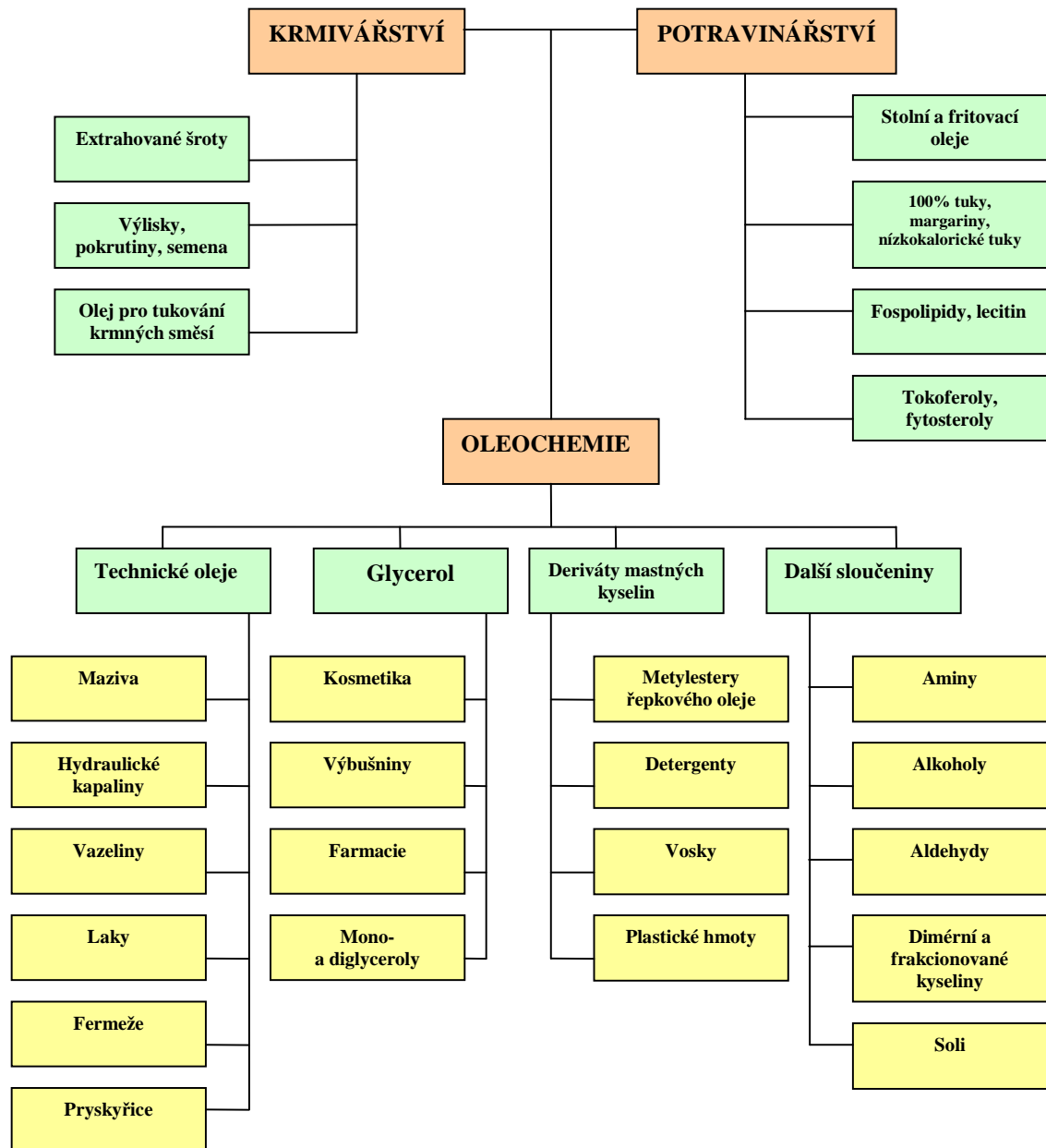
6 Náklady pomocných činností

Do této položky patří práce vlastních mechanizačních prostředků, potahů a opravy a udržování celopodnikového charakteru, kterou nelze přiřadit ke konkrétnímu výkonu (náklady vnitropodnikového účetnictví).

7 Náklady celkem Položka 1 až 6

Zdroj: POLÁČKOVÁ a kol. 2010, NOVÁK 1997

IV. Příloha: Možnosti využití řepkového semene



Zdroj: BARANYK, FÁBRY a kol. 2007

V. Příloha: Struktura nákladů řepky ozimé u podniků s podvojným účetnictvím v nominálních cenách (Kč), 1992 - 2009

Rok	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
	261,56	232	291,55	324,08	359	390	395	337	428	634	680	920	1025	1182	1399	1240	1216	1385
	2051,42	2752	2754	2349,9	2669	2764	2894	3003	2968	3599	4078	3439	3372	4087	3828	4125	4944	6293
	1571,49	1312	1461,9	1565,1	2279	2265	2372	2608	2882	3274	4082	3779	4374	4119	4035	4031	4873	5018
	12,74	33	18,28	61,14	163	144	88	187	169	149	140	77	227	203	265	238	345	357
Σ	3897,21	4329	4525,7	4300,2	5470	5563	5749	6135	6447	7656	8980	8215	8998	9591	9527	9634	11378	13053
			350,72	530,35	569	636	760	781	728	719	883	497	741	658	584	772	918	1000
			790,86	1298	2407	2009	1990	1934	1816	1811	2007	1761	1562	1578	2173	2581	2725	2763
Σ	2568,29	1991	1141,6	1828,4	2976	2645	2750	2715	2544	2530	2890	2258	2303	2236	2757	3353	3643	3763
Σ	4820,13	4178	3116,3	3563,8	4292	4640	4056	4254	4382	4204	4310	4076	5077	5128	4512	4635	4801	5029
			1079,4	1237	2293	2247	2234	2121	2075	1975	1987	1977	2123	2118	2140	1900	2152	2330
			1510,9	1720,7	1991	2390	1819	2131	2302	2223	2318	2094	2163	2221	2366	2729	2641	2690
			526,03	606,12	8	3	3	2	5	6	5	5	791	789	6	6	8	9
Σ	347,55	137	1155,8	1244,6	2079	2618	2507	2429	2405	2504	2817	2573	3164	2766	2794	3360	3051	3224
			183,03	225,27	262	246	251	256	263	276	308	305	311	289	287	284	310	300
			972,77	1019,4	1817	2372	2256	2173	2142	2228	2509	2268	2853	2477	2507	3076	2741	2924
$\Sigma\Sigma$	5167,68	4315	4272,1	4808,4	6371	7258	6563	6683	6787	6708	7127	6649	8241	7894	7306	7995	7852	8253
$\Sigma\Sigma\Sigma$	11633,2	10635	9939,4	10937	14817	15466	15062	15533	15778	16894	18997	17122	19542	19721	19590	20982	22873	25069
	2,05	2,31	2,61	2,68	2,48	2,71	2,65	2,85	2,81	2,89	2,38	1,61	3,56	2,93	3,09	3,24	3,09	3,41
	5674,72	4603,90	3808,19	4080,96	5974,60	5707,01	5683,77	5450,18	5614,95	5845,67	7981,93	10634,78	5489,33	6730,72	6339,81	6475,93	7402,27	7351,61

Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR (zpracováno ÚZEI), Podíl hlavního výrobku 100 %

Osiva

Hnojiva

Prostředky ochrany rostlin

Ostatní přímý materiál

Σ **Přímé materiálové náklady [Kč / ha]**

Správní režie

Výrobní režie

Σ **Režijní náklady [Kč / ha]**

Σ Provozní náklady

Ostatní přímé náklady a služby

Náklady pomocných činností

Odpisy investičního majetku

Σ Mzdové náklady

Režijní

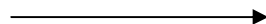
Přímé

$\Sigma\Sigma$ **Smišené náklady [Kč / ha]**

$\Sigma\Sigma\Sigma$ **Celkové vlastní náklady hlavního výkonu [Kč / ha]**

Hektarový výnos [t / ha]

Vlastní náklady hlavního výrobku [Kč / t]



VI. Příloha: Tvar populační a výběrové ACF a PACF, tvar modelu ARIMA(p,d,q)

Tvar populační autokorelační funkce (ACF):

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad \gamma_k = \text{cov}(Y_t, Y_{t-k}), \quad \gamma_0 = \sigma_{Y_t} * \sigma_{Y_{t-1}}$$

Střední hodnota procesu μ je odhadována výběrovým průměrem (\bar{Y}). Rozptyl procesu γ_0 je odhadován výběrovým rozptylem (s^2):

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_t}{T}; \quad s^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}{T}$$

Koeficient korelace k-tého řádu $-1 < \rho_k < 1$ je odhadován výběrovou ACF:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad \text{pro } k = 1, 2, \dots, T-1$$

Parciální regresní koeficient ϕ_{kk} v autoregresi k-tého řádu vyjadřuje tvar populační autokorelační funkce (PACF):

$$Y_t = \phi_{k1} * Y_{t-1} + \phi_{k2} * Y_{t-2} + \dots + \phi_{kk} * Y_{t-k} + e_t$$

Výběrová PACF $\hat{\phi}_{kk}$ se odhaduje pomocí Durbinova rekurzivního vztahu:

$$\hat{\phi}_{kk} = \frac{\hat{\rho}_k - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1,j} * \hat{\rho}_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1,j} * \hat{\rho}_j}; \quad \hat{\phi}_{kj} = \hat{\phi}_{k-1,j} - \hat{\phi}_{kk} * \hat{\phi}_{k-1,k-j}, \quad j = 1, 2, \dots, k-1$$

Tvar modelu ARIMA(p,d,q):

$$\phi_p(B)w_t = \theta_q(B)u_t, \quad \text{kde}$$

„ u_t “ má charakter procesu bílého šumu, „ B “ je operátor zpoždění, $w_t = \Delta^d Y_t = (1-B)^d Y_t$ představuje časovou řadu zkonstruovanou diferenciací výchozí časové řady, platí:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \Delta^2 Y_t = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \text{ atd.}$$

V případě, že $E(Y_t) = \mu \neq 0$, má model ARIMA(p,d,q) tvar:

$$\phi_p(B)w_t = \phi_0 + \theta_q(B)u_t, \text{ kde}$$

$\phi_0 = (\mu - \phi_1\mu - \dots - \phi_q\mu)$ je predikovatelný průměrný odklon zkoumané proměnné, pak lze psát model ARIMA(p,d,q) ve tvaru:

$$\Delta^d Y_t = \sigma + \beta_1 \Delta^d Y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta^d Y_{t-p} + u_t + \alpha_1 u_{t-1} + \dots + \alpha_q u_{t-q}$$

Zdroj: ARLT, ARLTOVÁ 2009

VII. Příloha: Odvození odhadu strukturních parametrů BMNČ, předpoklady LRM

Odhadovaná funkce MNČ

$$SS(\gamma) = \sum (Y_t - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t1} - \gamma_2 X_{t2} \dots - \gamma_k X_{tk})^2 \rightarrow \text{MIN}$$

Maticově zapsaná obecná soustava rovnic pro t pozorování:

$$(1, 1, \dots, 1) * (Y - X * \gamma) = 0$$

Výsledná soustava odhadované funkce MNČ $SS(\gamma)$ po derivování např. pro 4 odhadované parametry (obdobně pro k odhadovaných parametrů):

$$\begin{aligned} -2 \sum 1 * (Y_t - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t1} - \gamma_2 X_{t2} \dots - \gamma_k X_{tk}) &= 0 \\ -2 \sum X_{t1} * (Y_t - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t1} - \gamma_2 X_{t2} \dots - \gamma_k X_{tk}) &= 0 \\ -2 \sum X_{t2} * (Y_t - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t1} - \gamma_2 X_{t2} \dots - \gamma_k X_{tk}) &= 0 \\ -2 \sum X_{t3} * (Y_t - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t1} - \gamma_2 X_{t2} \dots - \gamma_k X_{tk}) &= 0 \end{aligned}$$

$$X^T * (Y - X * \gamma) = 0$$

$$X^T * Y - X^T * X * \gamma = 0$$

$$X^T * Y = X^T * X * \gamma$$

$$\text{, kde } X^T = \begin{matrix} 1 & 1 & 1 \\ X_{11} & X_{21} & X_{31} \\ X_{12} & X_{22} & X_{32} \\ X_{13} & X_{23} & X_{33} \end{matrix}$$

$$(X^T X)^{-1} X^T Y = (X^T X)^{-1} X^T X \gamma$$

$$(X^T X)^{-1} X^T Y = E \gamma$$

$$(X^T X)^{-1} X^T Y = \gamma$$

Obecné předpoklady klasického lineárního regresního modelu (LRM) – populační regresní funkce (PRF): (GUJARATI, 2004)

- 1) Regresní model používaný k testování ekonomické hypotézy musí být správně specifikován (funkční forma, relevantní proměnné, žádné irelevantní atd.)
- 2) Regresní model ve tvaru $Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + u_t$ musí být lineární v parametrech (může být transformací dat nelineární ve vysvětlujících proměnných)
- 3) Regresor(y) X_t jsou fixní, nezávislé a nenáhodné v opakujících se výběrech
- 4) V případě vícenásobného regresního modelu neexistuje perfektní multikolinearita (lineární závislost) mezi regresory X_t , tzv. plná hodnota matice X , $h(X) = k$
- 5) Průměrná hodnota náhodné složky u_i je rovna nule, $E(u_t / X_t) = 0$
- 6) Proměnné náhodné složky u_t pochází z normálně rozděleného populačního souboru, $u_t \text{ iid} \sim (0, \sigma^2)$
- 7) Homoskedasticita náhodné složky, $\text{var}(u_t / X_t) = \sigma^2$
- 8) Žádná autokorelace mezi náhodnými složkami, $\text{cov}(u_i, u_j / X_t, X_j) = 0$
- 9) Žádná korelace mezi náhodnou složkou u_t a regresory X_t , $\text{cov}(u_t, X_t) = 0$
- 10) Počet pozorování n musí být větší než počet odhadovaných parametrů, resp. větší než počet vysvětlujících proměnných
- 11) Výběrový rozptyl vysvětlujících proměnných musí být konečné pozitivní číslo, existence rozptylu vysvětlované i vysvětlující proměnné je základní podmínkou regresní analýzy

Pozn.

Je zřejmé, že nestacionární časová řada nebude splňovat všechny předpoklady LRM a parametry takové časovvé řady nebudou zřejmě BLUE.

Zdroj: Vlastní výpočet

VIII. Příloha: DF test Y_t – Mzdové náklady [Kč / ha]

Model Y: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_Mzdove_naklady

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	619.828	241.189	2.570	0.0213	**
Mzdove_naklad_1	-0.201851	0.0999144	-2.020	0.0616	*
Mean dependent var	169.2029	S.D. dependent var	413.1198		
Sum squared resid	2146615	S.E. of regression	378.2958		
R-squared	0.213892	Adjusted R-squared	0.161485		
F(1, 15)	4.081353	P-value(F)	0.061589		
Log-likelihood	-123.9646	Akaike criterion	251.9291		
Schwarz criterion	253.5956	Hannan-Quinn	252.0948		
rho	-0.471247	Durbin-Watson	2.647410		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

IX. Příloha: DF test X_t – Režijní náklady [Kč / ha]

Model X: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_Rezijni_naklady

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	727.382	568.273	1.280	0.2200	
Rezijni_naklady_1	-0.259007	0.218743	-1.184	0.2548	
Mean dependent var	70.27706	S.D. dependent var	510.6054		
Sum squared resid	3814913	S.E. of regression	504.3090		
R-squared	0.085479	Adjusted R-squared	0.024511		
F(1, 15)	1.402023	P-value(F)	0.254809		
Log-likelihood	-128.8523	Akaike criterion	261.7046		
Schwarz criterion	263.3710	Hannan-Quinn	261.8702		
rho	0.216742	Durbin-Watson	1.442543		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

X. Příloha: Vysvětlovaná proměnná Y_t – Mzdové náklady [Kč / ha]

Model 1: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: Mzdove_naklady

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
Rezijni_naklady	0.880196	0.0661739	13.30	2.05e-010	***
Mean dependent var	2287.554	S.D. dependent var	947.5610		
Sum squared resid	9595306	S.E. of regression	751.2854		
R-squared	0.912336	Adjusted R-squared	0.912336		
F(1, 17)	176.9234	P-value(F)	2.05e-10		
Log-likelihood	-144.2186	Akaike criterion	290.4372		
Schwarz criterion	291.3276	Hannan-Quinn	290.5600		
rho	0.533469	Durbin-Watson	0.551705		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XI. Příloha: Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. X

Model 2: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_uhat1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

uhat1_1	-0.466531	0.144590	-3.227	0.0053	***
Mean dependent var	107.3453	S.D. dependent var	564.4623		
Sum squared resid	3207039	S.E. of regression	447.7052		
R-squared	0.394187	Adjusted R-squared	0.394187		
F(1, 16)	10.41078	P-value(F)	0.005275		
Log-likelihood	-127.3769	Akaike criterion	256.7539		
Schwarz criterion	257.5871	Hannan-Quinn	256.8367		
rho	-0.191455	Durbin-Watson	2.272538		

POZN.

Model $\Delta et = (\alpha-1)*et-1 + ut$, kde et je vektor reziduí z přílohy č. X, který obsahuje hodnoty uhat1

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XII. Příloha: DF test Z_t – Přímé materiálové náklady [Kč / ha]

Model Z: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_PMN

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	6.12516	552.645	0.01108	0.9913	
PMN_1	0.0751830	0.0743696	1.011	0.3281	
Mean dependent var	538.5759	S.D. dependent var	690.5743		
Sum squared resid	7143574	S.E. of regression	690.1002		
R-squared	0.063787	Adjusted R-squared	0.001373		
F(1, 15)	1.021994	P-value(F)	0.328077		
Log-likelihood	-134.1843	Akaike criterion	272.3686		
Schwarz criterion	274.0350	Hannan-Quinn	272.5342		
rho	-0.113254	Durbin-Watson	2.110437		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XIII. Příloha: Vysvětlovaná proměnná X_t – Režijní náklady [Kč / ha]

Model 3: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: Rezijni_naklady

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

PMN	0.330613	0.0201573	16.40	7.44e-012	***
Mean dependent var	2605.125	S.D. dependent var	629.4165		
Sum squared resid	7661205	S.E. of regression	671.3115		
R-squared	0.940562	Adjusted R-squared	0.940562		
F(1, 17)	269.0143	P-value(F)	7.44e-12		
Log-likelihood	-142.1927	Akaike criterion	286.3853		
Schwarz criterion	287.2757	Hannan-Quinn	286.5081		
rho	0.633312	Durbin-Watson	0.530202		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XIV. Příloha: Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. XIII

Model 4: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_uhat3

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

uhat3_1	-0.366688	0.161583	-2.269	0.0374	**
Mean dependent var	-107.7832	S.D. dependent var	491.4578		
Sum squared resid	3072903	S.E. of regression	438.2425		
R-squared	0.243497	Adjusted R-squared	0.243497		
F(1, 16)	5.149949	P-value(F)	0.037430		
Log-likelihood	-127.0138	Akaike criterion	256.0276		
Schwarz criterion	256.8608	Hannan-Quinn	256.1104		
rho	0.294660	Durbin-Watson	1.359771		

POZN.

Model $\Delta et = (\alpha - 1) * et - 1 + ut$, kde et je vektor reziduí z přílohy č. XIII, který obsahuje hodnoty $uhat3$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XV. Příloha: DF test – hektarové náklady hnojiv [Kč / ha]

Model: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_hnojiva

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	-221.571	555.958	-0.3985	0.6958	
hnojiva_1	0.143834	0.165668	0.8682	0.3990	
Mean dependent var	249.5047	S.D. dependent var	495.8727		
Sum squared resid	3745992	S.E. of regression	499.7328		
R-squared	0.047848	Adjusted R-squared	-0.015629		
F(1, 15)	0.753780	P-value(F)	0.398960		
Log-likelihood	-128.6973	Akaike criterion	261.3946		
Schwarz criterion	263.0611	Hannan-Quinn	261.5603		
rho	-0.008599	Durbin-Watson	1.711643		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XVI. Příloha: DF test – prostředky ochrany rostlin [Kč / ha]

Model: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_POR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	253.245	257.772	0.9824	0.3415	
POR_1	-0.0168750	0.0806017	-0.2094	0.8370	
Mean dependent var	202.7359	S.D. dependent var	362.9933		
Sum squared resid	2102084	S.E. of regression	374.3513		
R-squared	0.002914	Adjusted R-squared	-0.063559		
F(1, 15)	0.043833	P-value(F)	0.836982		
Log-likelihood	-123.7864	Akaike criterion	251.5728		
Schwarz criterion	253.2392	Hannan-Quinn	251.7384		
rho	-0.294126	Durbin-Watson	2.475278		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XVII. Příloha: Vysvětlovaná proměnná – prostředky ochrany rostlin [Kč / ha]

Model 5: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: POR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
hnojiva	0.912717	0.0409131	22.31	4.98e-014 ***
Mean dependent var	3105.637	S.D. dependent var	1223.382	
Sum squared resid	6574794	S.E. of regression	621.8943	
R-squared	0.966970	Adjusted R-squared	0.966970	
F(1, 17)	497.6776	P-value(F)	4.98e-14	
Log-likelihood	-140.8163	Akaike criterion	283.6327	
Schwarz criterion	284.5230	Hannan-Quinn	283.7554	
rho	0.693317	Durbin-Watson	0.630570	

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XVIII. Příloha: Test jednotkového kořenu v pomocné regresi z přílohy č. XVII

Model 6: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_uhat5

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
Uhat5_1	-0.306683	0.192261	-1.595	0.1302
Mean dependent var	-24.99140	S.D. dependent var	508.3827	
Sum squared resid	3577012	S.E. of regression	472.8248	
R-squared	0.137210	Adjusted R-squared	0.137210	
F(1, 16)	2.544480	P-value(F)	0.130240	
Log-likelihood	-128.3050	Akaike criterion	258.6099	
Schwarz criterion	259.4432	Hannan-Quinn	258.6928	
rho	-0.073163	Durbin-Watson	1.566586	

POZN.

Model $\Delta et = (\alpha - 1) * et - 1 + ut$, kde et je vektor reziduí z přílohy č. XVII, který obsahuje hodnoty $uhat5$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XIX. Příloha: DF test E_t – Provozní náklady [Kč / ha]

Model W: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: d_PN

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	2195.12	1017.50	2.157	0.0476 **
PN_1	-0.501155	0.232129	-2.159	0.0475 **
Mean dependent var	12.28647	S.D. dependent var	522.1150	
Sum squared resid	3327645	S.E. of regression	471.0021	
R-squared	0.237070	Adjusted R-squared	0.186208	
F(1, 15)	4.661045	P-value(F)	0.047463	
Log-likelihood	-127.6907	Akaike criterion	259.3815	
Schwarz criterion	261.0479	Hannan-Quinn	259.5471	
rho	0.231788	Durbin-Watson	1.451949	

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XX. Příloha: Vývoj meziročních změn přímých materiálových a přímo přiřaditelných provozních nákladů (Kč/ha)

Rok	Meziroční změna PMN - Zt (Kč/ha)	Meziroční změna PN - Et (Kč/ha)
1993/1992	432	-642
1994/1993	197	-1062
1995/1994	-226	447
1996/1995	1170	728
1997/1996	93	348
1998/1997	186	-584
1999/1998	386	198
2000/1999	312	128
2001/2000	1209	-178
2002/2001	1324	106
2003/2002	-765	-234
2004/2003	783	1001
2005/2004	593	51
2006/2005	-64	-616
2007/2006	107	123
2008/2007	1744	166
2009/2008	1675	228

Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní výpočet

XXI. Příloha: Ověření ortogonálního charakteru reziduálních složek VAR modelu

Model 3: OLS, using observations 1994-2009 (T = 16)

Dependent variable: uhat1

coefficient std. error t-ratio p-value

uhat2 8.19374e-05 0.471843 0.0001737 0.9999

Mean dependent var 366.0580 S.D. dependent var 752.7879
Sum squared resid 10644321 S.E. of regression 842.3903
R-squared 0.000000 Adjusted R-squared 0.000000
F(1, 15) 3.02e-08 P-value(F) 0.999864
Log-likelihood -129.9666 Akaike criterion 261.9332
Schwarz criterion 262.7058 Hannan-Quinn 261.9728
rho -0.010356 Durbin-Watson 1.927014

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXII. Příloha: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodných složek VAR modelu

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 6
OLS, using observations 1994-2009 (T = 16)
Dependent variable: uhat3

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
uhat2	-0.140489	0.619336	-0.2268	0.8256
uhat3_1	-0.0572359	0.373947	-0.1531	0.8817
uhat3_2	0.0126389	0.459650	0.02750	0.9787
uhat3_3	0.421283	0.504617	0.8349	0.4254
uhat3_4	0.339232	0.465385	0.7289	0.4846
uhat3_5	0.206751	0.491535	0.4206	0.6839
uhat3_6	0.268205	0.515379	0.5204	0.6153

Zdroj: vlastní výpočet, GRETL

XXIII. Příloha: Odhad parametrů 1. rovnice soustavy VAR modelu

Model 1: OLS, using observations 1994-2009 (T = 16)
Dependent variable: dif_PMN

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
dif_PMN_1	0.383659	0.287670	1.334	0.2036
dif_PN_1	0.156907	0.432686	0.3626	0.7223

Mean dependent var	545.2500	S.D. dependent var	712.6556
Sum squared resid	10644321	S.E. of regression	871.9568
R-squared	0.139848	Adjusted R-squared	0.078409
F(2, 14)	1.138098	P-value(F)	0.348358
Log-likelihood	-129.9666	Akaike criterion	263.9332
Schwarz criterion	265.4784	Hannan-Quinn	264.0123
rho	-0.010348	Durbin-Watson	1.926999

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXIV. Příloha: Odhad parametrů 2. rovnice soustavy VAR modelu

Model 2: OLS, using observations 1994-2009 (T = 16)

Dependent variable: (PN-0,24273*PMN)

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
dif_PMN_1	-0.211414	0.157417	-1.343	0.2006
dif_PN_1	0.0498074	0.236771	0.2104	0.8364

Mean dependent var	-79.16103	S.D. dependent var	483.1062
Sum squared resid	3187364	S.E. of regression	477.1466
R-squared	0.114901	Adjusted R-squared	0.051679
F(2, 14)	0.908718	P-value(F)	0.425543
Log-likelihood	-120.3199	Akaike criterion	244.6399
Schwarz criterion	246.1851	Hannan-Quinn	244.7190
rho	-0.196457	Durbin-Watson	2.073337

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXV. Příloha: Specifikace VAR modelu pro impulse-response analýzu meziročních změn přímých provozních a přímých materiálových hektarových nákladů úseku činnosti

Model VAR endogenní závislosti meziročních změn hlavních složek celkových vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha) ve tvaru:

$$\Delta Z_t = f(\Delta Z_{t-1}, \Delta E_{t-1}) \quad , \quad \Delta E_t = f(\Delta Z_{t-1}, \Delta E_{t-1}) \quad , \quad \begin{vmatrix} \Delta Z_t \\ \Delta E_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1t} & e_{1t} \\ z_{2t} & e_{2t} \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta E_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{vmatrix}$$

Hlavní předpoklady modelu VAR, resp. aplikace impulse-response analýzy:

$$\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) \neq 0 \quad \text{a parametr ortogonalizace reziduí} \quad \delta = \frac{E(u_{1t} * u_{2t})}{E(u_{1t}^2)} = 0,24273$$

Ortogonalizace reziduí původního modelu:

$$\begin{vmatrix} \Delta Z_t \\ \Delta E_t - 0,24273 * \Delta Z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1t} & e_{1t} \\ z_{2t} - 0,24273 * z_{1t} & e_{2t} - 0,24273 * e_{1t} \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta E_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} - 0,24273 * u_{1t} \end{vmatrix}$$

$$\begin{vmatrix} \Delta Z_t \\ \Delta E_t - 0,24273 * \Delta Z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} z_{1t} & e_{1t} \\ \xi_{2t} & \varepsilon_{2t} \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta E_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_{1t} \\ v_{2t} \end{vmatrix}$$

$$\Delta Z_t = z_{1t} \Delta Z_{t-1} + e_{1t} \Delta E_{t-1} + u_{1t}$$

$$(\Delta E_t - 0,24273 \Delta Z_t) = \xi_{2t} \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \Delta E_{t-1} + v_{2t}$$

$$\Delta Z_t = z_{1t} * u_{1t-1} + 1,24273 e_{1t} * v_{2t-1} ,$$

$$\Delta E_t = \xi_{2t} * u_{1t-1} + 1,24273 \varepsilon_{2t} * v_{2t-1}$$

kde ,

$$z_{1t} = 0,383659 , e_{1t} = 0,156907 , \xi_{2t} = -0,211414 , \varepsilon_{2t} = 0,0498074$$

jsou odhadnuté parametry modelu z přílohy č. XXIII a č. XXIV, které jsou kvůli malé délce časových řad proměnných statisticky nevýznamné ;

Výsledný tvar VAR modelu meziročních změn endogenních proměnných:

$$\Delta Z_t = 0,383659 * \Delta Z_{t-1} + 0,156907 * \Delta E_{t-1} + u_{1t}$$

$$(\Delta E_t - 0,24273 * \Delta Z_t) = -0,211414 * \Delta Z_{t-1} + 0,0498074 * \Delta E_{t-1} + v_{2t}$$

Tvar modelu meziročních změn pro impulse-response analýzu v rámci grafu č. 11:

$$\Delta Z_t = 0,383659 * u_{1t-1} + 0,19499 * v_{2t-1}$$

$$\Delta E_t = -0,211414 * u_{1t-1} + 0,06189715 * v_{2t-1}$$

XXVI. Příloha: Vývoj endogenních a exogenních proměnných rekurzivního modelu

t	x _{2t}	y _{1t}	y _{2t}	y _{3t}
1992	3897	2,05	5675	11633
1993	4329	2,31	4604	10635
1994	4526	2,61	3808	9939
1995	4300	2,68	4081	10937
1996	5470	2,48	5975	14817
1997	5563	2,71	5707	15466
1998	5749	2,65	5684	15062
1999	6135	2,85	5450	15533
2000	6447	2,81	5615	15778
2001	7656	2,89	5846	16894
2002	8980	2,38	7982	18997
2003	8215	2,44	7017	17122
2004	8998	3,56	5489	19542
2005	9591	2,93	6731	19721
2006	9527	3,09	6340	19590
2007	9634	3,24	6476	20982
2008	11378	3,09	7402	22873
2009	13053	3,41	7352	25069

Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů podniků s podvojným účetnictvím v nominálních cenách Kč, FADN ČR, ÚZEI

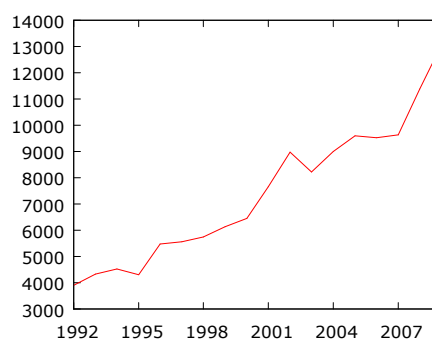
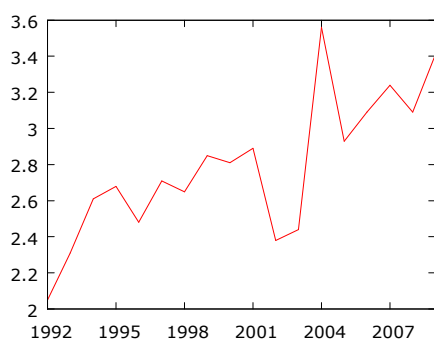
XXVII. Příloha: Odhad populační regresní funkce hektarových výnosů (t/ha)

Model 1: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)

Dependent variable: y1t

coefficient std. error t-ratio p-value

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	1.99687	0.201704	9.900	3.16e-08	***
x2t	0.000106680	2.56956e-05	4.152	0.0008	***
Mean dependent var	2.787778	S.D. dependent var	0.393215		
Sum squared resid	1.265360	S.E. of regression	0.281221		
R-squared	0.518602	Adjusted R-squared	0.488515		
F(1, 16)	17.23654	P-value(F)	0.000751		



Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXVIII. Příloha: Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. XXVII

```
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity
OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: scaled uhat^2
  coefficient  std. error  t-ratio  p-value
-----
const        0.482070    1.16951    0.4122   0.6857
x2t          6.98605e-05   0.000148987 0.4689   0.6455

Explained sum of squares = 0.584572
Test statistic: LM = 0.292286,
with p-value = P(Chi-square(1) > 0.292286) = 0.588759
```

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

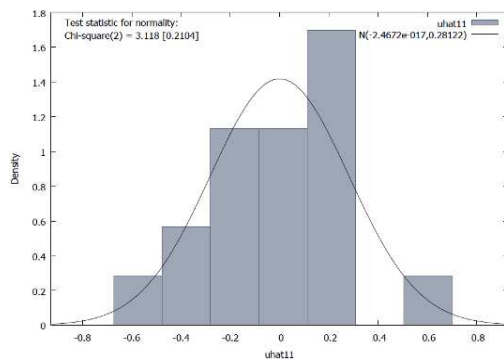
XXIX. Přílohy: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XXVII

```
Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 2
OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: uhat
  coefficient  std. error  t-ratio  p-value
-----
const        -0.0413722    0.205247   -0.2016  0.8432
x2t          5.83011e-06   2.62124e-05 0.2224   0.8272
uhat_1       -0.0598746    0.252302   -0.2373  0.8159
uhat_2       -0.345339     0.256097   -1.348   0.1989

Unadjusted R-squared = 0.116514
Test statistic: LMF = 0.923159,
with p-value = P(F(2,14) > 0.923159) = 0.42
```

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXX. Příloha: Rozdělení četností reziduí (uhat1) modelu z přílohy č. XXVII



Null hypothesis:
error is normally distributed

Chi-square(2) = 3.118 with
p-value 0.21037

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXXI. Příloha: Výpočet produkční pružnosti modelu teoretických hektarových výnosů z přílohy č. XXVII

$$E_p = \frac{\partial \hat{y}_{1t}}{\partial x_{2t}} * \frac{x_{2t}}{\hat{y}_{1t}}, \text{ pro } \bar{x}_{2t} = 7413,78$$

$$MP = \frac{\partial \hat{y}_{1t}}{\partial x_{2t}} = 0,000107$$

$$AP = \frac{\hat{y}_{1t}}{x_{2t}} = \frac{2}{x_{2t}} + 0,000107 = \frac{2}{7413,78} + 0,000107 = 0,0003767679187$$

$$E_p = \frac{MP}{AP} = \frac{0,000107}{0,003767679187} = 0,283994455 \%$$

Zdroj: vlastní výpočet

XXXII. Příloha: Porovnání skutečných a teoretických hektarových výnosů generovaných modelem z přílohy č. XXVII

Model estimation range: 1992 - 2009
Standard error of the regression = 0.281221

	y1t	\hat{y}_{1t}	residual
1992	2.05	2.41	-0.36
1993	2.31	2.46	-0.15
1994	2.61	2.48	0.13
1995	2.68	2.46	0.22
1996	2.48	2.58	-0.10
1997	2.71	2.59	0.12
1998	2.65	2.61	0.04
1999	2.85	2.65	0.20
2000	2.81	2.68	0.13
2001	2.89	2.81	0.08
2002	2.38	2.95	-0.57
2003	2.44	2.87	-0.43
2004	3.56	2.96	0.60
2005	2.93	3.02	-0.09
2006	3.09	3.01	0.08
2007	3.24	3.02	0.22
2008	3.09	3.21	-0.12
2009	3.41	3.39	0.02

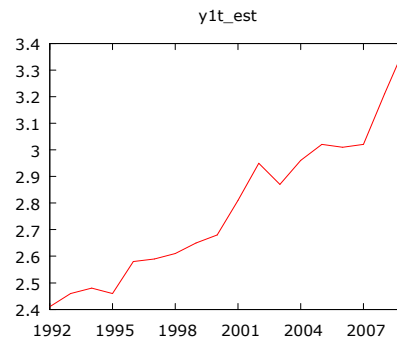
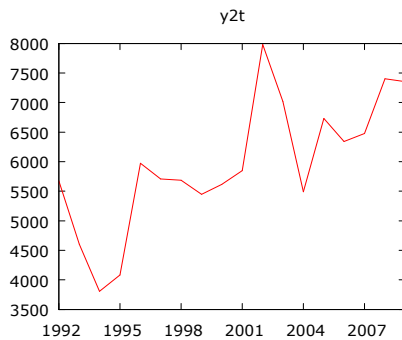
Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní GRET

XXXIII. Příloha: Odhad logaritmicko-lineární populační regresní funkce vlastních nákladů semene řepky (Kč/t)

Model 2: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: l_y2t

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	10.2383	0.310012	33.03	3.77e-016 ***
y1t_est_recip	-4.31753	0.852167	-5.067	0.0001 ***

Mean dependent var	8.674794	S.D. dependent var	0.196829
Sum squared resid	0.252886	S.E. of regression	0.125719
R-squared	0.616028	Adjusted R-squared	0.592030
F(1, 16)	25.66974	P-value(F)	0.000114



Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXXIV. Příloha: Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. XXXIII

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity
 OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: scaled uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-4.11221	3.12558	-1.316	0.2068
y1t_est_recip	14.1172	8.59165	1.643	0.1199

Explained sum of squares = 4.33762
 Test statistic: LM = 2.168810,
 with p-value = P(Chi-square(1) > 2.168810) = 0.140835

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXXV. Příloha: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č.

XXXIII

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 2

OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)

Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0148627	0.292430	-0.05082	0.9602
y1t_est_recip	0.0423095	0.803837	0.05263	0.9588
uhat_1	0.206354	0.240161	0.8592	0.4047
uhat_2	-0.458811	0.240267	-1.910	0.0769 *

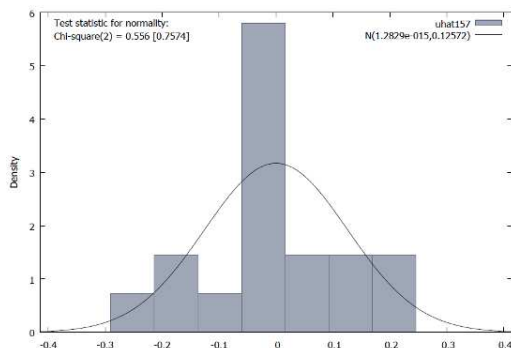
Unadjusted R-squared = 0.222009

Test statistic: LMF = 1.997539,

with p-value = $P(F(2,14) > 1.99754) = 0.173$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXXVI. Příloha: Rozdělení četností reziduí (uhat2) modelu z přílohy č. XXXIII



Null hypothesis:
error is normally distributed

Chi-square(2) = 0.556 with
p-value 0.75734

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XXXVII. Příloha: Porovnání skutečných a teoretických vlastních nákladů hlavního výrobku generovaných modelem z přílohy č. XXXII

t	$\ln \hat{y}_{2t}$	y_{2t}	\hat{y}_{2t}	$(y_{2t} - \hat{y}_{2t})$
1992	8,448746	5675	4669,21	1005,51
1993	8,482273	4604	4828,41	-224,52
1994	8,497132	3808	4900,69	-1092,51
1995	8,480074	4081	4817,81	-736,85
1996	8,565107	5975	5245,4	729,19
1997	8,571516	5707	5279,13	427,88
1998	8,584187	5684	5346,44	337,33
1999	8,609877	5450	5485,57	-35,40
2000	8,630066	5615	5597,45	17,50
2001	8,703788	5846	6025,69	-180,02
2002	8,777139	7982	6484,3	1497,63
2003	8,735637	7017	6220,69	796,31
2004	8,778088	5489	6490,45	-1001,13
2005	8,808675	6731	6692,05	38,67
2006	8,805436	6340	6670,41	-330,60
2007	8,810843	6476	6706,57	-230,65
2008	8,893561	7402	7284,91	117,35
2009	8,964456	7352	7820,13	-468,52

Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní výpočet

XXXVIII. Příloha: Strukturální a redukovaný tvar růstového modelu vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) v závislosti na růstu přímých materiálových nákladů (Kč/ha)

Strukturální tvar modelu: $\hat{y}_{1t} = 2 + 0,000107 * x_{2t} + u_{1t}$

$$\hat{y}_{2t} = e^{(10,2383 - 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t})}, \text{ kde}$$

Matice β	Y1t	ln y2t
Y1t	1	0
ln y2t	4,31753	1

Matice Γ	X1t	x2t
y1t	-2	-0,000107
ln y2t	-10,2383	0

Redukovaný tvar modelu: $\hat{y}_{1t} = 2 + 0,000107 * x_{2t} + u_{1t}$

$$\hat{y}_{2t} = e^{(5,0367 - 0,00046059 * \frac{1}{x_{2t}} + u_{2t})}, \text{ kde}$$

Matice M	x1t	x2t
y1t	1,99687	0,00010668
ln y2t	1,616754	-0,00046059

Zdroj: vlastní výpočet

XXXIX. Příloha: Výpočet nákladové pružnosti modelu teoretických vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) z přílohy č. XXXIII

$$\hat{y}_{2t} = e^{(10,2383-4,31753 \cdot \frac{1}{\hat{y}_{1t}} + u_{2t})}$$

$$E_c = \frac{\partial \hat{y}_{2t}}{\partial \hat{y}_{1t}} * \frac{\hat{y}_{1t}}{\hat{y}_{2t}}, \text{ pro } \bar{\hat{y}}_{1t} = 2,79$$

$$MC = \frac{\partial \hat{y}_{2t}}{\partial \hat{y}_{1t}} = e^{(10,2383-4,31753 \cdot \frac{1}{\hat{y}_{1t}})} * 4,31753 * \frac{1}{\hat{y}_{1t}^2} = e^{(10,2383-4,31753 \cdot \frac{1}{2,79})} * 4,31753 * \frac{1}{2,79^2} =$$

$$= 5947,928031 * 4,31753 * 0,128467003 = 3299,078598$$

$$AC = \frac{\hat{y}_{2t}}{\frac{1}{\hat{y}_{1t}}} = \frac{e^{(10,2383-4,31753 \cdot \frac{1}{\hat{y}_{1t}})}}{\frac{1}{\hat{y}_{1t}}} = \frac{e^{(10,2383-4,31753 \cdot \frac{1}{2,79})}}{\frac{1}{2,79}} = \frac{5947,928031}{0,358422939} = 16594,72$$

$$E_c = \frac{MC}{AC} = \frac{3299,078598}{16594,72} = 0,198802908 \%$$

Zdroj: vlastní výpočet

XL. Příloha: Výpočet úplných vlastních nákladů úseku činnosti (Kč/ha), LRM

\hat{y}_{2t}	\hat{y}_{1t}	\hat{y}_{3t}	y_{3t}
4669,21	* 2,41	= 11265,07	11633
4828,41	* 2,46	= 11871,58	10635
4900,69	* 2,48	= 12152,13	9939
4817,81	* 2,46	= 11830,69	10937
5245,40	* 2,58	= 13535,31	14817
5279,13	* 2,59	= 13674,71	15466
5346,44	* 2,61	= 13955,17	15062
5485,57	* 2,65	= 14544,22	15533
5597,45	* 2,68	= 15027,14	15778
6025,69	* 2,81	= 16954,00	16894
6484,30	* 2,95	= 19160,21	18997
6220,69	* 2,87	= 17873,62	17122
6490,45	* 2,96	= 19190,86	19542
6692,05	* 3,02	= 20210,28	19721
6670,41	* 3,01	= 20099,38	19590
6706,57	* 3,02	= 20284,91	20982
7284,91	* 3,21	= 23389,54	22873
7820,13	* 3,39	= 26505,32	25069

POZN. Identitní rovnice: $\hat{y}_{3t} = \hat{y}_{2t} * \hat{y}_{1t}$

Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní výpočet

XLI. Příloha: Regresní model trendové funkce hektarových výnosů (t/ha)

Model 1: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)

Dependent variable: y_{1t}

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2.24176	0.194963	11.50	3.81e-09	***
X_{4t}	0.0526213	0.0180115	2.922	0.0100	***
Mean dependent var	2.741667	S.D. dependent var	0.476288		
Sum squared resid	2.514871	S.E. of regression	0.396459		
R-squared	0.347879	Adjusted R-squared	0.307122		
F(1, 16)	8.535334	P-value(F)	0.009984		
Log-likelihood	-7.827541	Akaike criterion	19.65508		
Schwarz criterion	21.43583	Hannan-Quinn	19.90062		
rho	-0.104458	Durbin-Watson	2.161679		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLII. Příloha: Pomocný regresní model pro ověření trendové stacionarity vysvětlované proměnné z přílohy č. XLI

Model 2: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)

Dependent variable: \hat{u}_{1t}

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
\hat{u}_{1t-1}	-0.104458	0.248078	-0.4211	0.6793	
Mean dependent var	0.014376	S.D. dependent var	0.391442		
Sum squared resid	2.428239	S.E. of regression	0.389570		
R-squared	0.010960	Adjusted R-squared	0.010960		
F(1, 16)	0.177300	P-value(F)	0.679306		
Log-likelihood	-7.580554	Akaike criterion	17.16111		
Schwarz criterion	17.99432	Hannan-Quinn	17.24393		
rho	-0.021963	Durbin's h	-0.709868		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLIII. Příloha: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XLII

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 5
 OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
 Dependent variable: uhat

	Coefficient	std. error	t-ratio	p-value
uhat1_ y _{t-1}	0.328780	1.85592	0.1772	0.8626
uhat_1	-0.363283	1.87913	-0.1933	0.8502
uhat_2	-0.126315	0.356650	-0.3542	0.7299
uhat_3	-0.0464756	0.306400	-0.1517	0.8822
uhat_4	-0.191924	0.301361	-0.6369	0.5372
uhat_5	0.0244291	0.307204	0.07952	0.9380

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLIV. Příloha: Regresní model trendové funkce vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t)

Model 3: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: y_{2t}

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	4512.54	633.459	7.124	2.41e-06 ***
X _{4t}	173.243	58.5217	2.960	0.0092 ***
Mean dependent var	6158.351	S.D. dependent var	1554.697	
Sum squared resid	26548937	S.E. of regression	1288.142	
R-squared	0.353889	Adjusted R-squared	0.313507	
F(1, 16)	8.763557	P-value(F)	0.009210	
Log-likelihood	-153.3781	Akaike criterion	310.7561	
Schwarz criterion	312.5368	Hannan-Quinn	311.0016	
rho	0.109846	Durbin-Watson	1.741177	

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLV. Příloha: Pomocný regresní model pro ověření trendové stacionarity vysvětlované proměnné z přílohy č. XLIV

Model 4: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)

Dependent variable: uhat3_y2t

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

Uhat3_y2t_1	0.109846	0.244174	0.4499	0.6588
Mean dependent var	-58.17299	S.D. dependent var	1262.770	
Sum squared resid	25251528	S.E. of regression	1256.272	
R-squared	0.012491	Adjusted R-squared	0.012491	
F(1, 16)	0.202382	P-value(F)	0.658840	
Log-likelihood	-144.9170	Akaike criterion	291.8340	
Schwarz criterion	292.6672	Hannan-Quinn	291.9169	
rho	0.039517	Durbin's h	0.736466	

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLVI. Příloha: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. XLV

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 5

OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)

Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

Uhat3_y2t_1	-0.508101	1.43634	-0.3537	0.7302
uhat_1	0.487037	1.46424	0.3326	0.7457
uhat_2	-0.139041	0.332716	-0.4179	0.6841
uhat_3	-0.145015	0.299557	-0.4841	0.6378
uhat_4	-0.240203	0.299719	-0.8014	0.4399
uhat_5	-0.0136202	0.308576	-0.04414	0.9656

Zdroj: Vlastní zpracování, GRETL

XLVII. Příloha: Odhad strukturálních parametrů populační regresní funkce 1. rovnice soustavy (hektarové výnosy)

Model 1: TSLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: y_{1t}
 Instrumented: y_{2t}
 Instruments: const X_{2t} X_{3t} X_{4t}

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	2.81252	0.892176	3.152	0.0016	***
y_{2t}	-0.000213208	9.61959e-05	-2.216	0.0267	**
X_{2t}	0.000578354	0.000760462	0.7605	0.4469	
X_{4t}	0.0882522	0.0195037	4.525	6.04e-06	***

Mean dependent var	2.741667	S.D. dependent var	0.476288
Sum squared resid	0.384281	S.E. of regression	0.165676
R-squared	0.912823	Adjusted R-squared	0.894142
F(3, 14)	22.45856	P-value(F)	0.000013
Log-likelihood	-154.7529	Akaike criterion	317.5057
Schwarz criterion	321.0672	Hannan-Quinn	317.9968
rho	-0.137350	Durbin-Watson	2.203587

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLVIII. Příloha: Vlastnosti modelu z přílohy č. XLVII

Hausman test -
 Null hypothesis: OLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1.4638
 with p-value = 0.226327

Pesaran-Taylor test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Asymptotic test statistic: z = 0.363454
 with p-value = 0.716266

LM test for autocorrelation up to order 3 -
 Null hypothesis: no autocorrelation
 Test statistic: LMF = 0.35656
 with p-value = $P(F(3,14) > 0.35656) = 0.785486$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

XLIX. Příloha: Odhad strukturálních parametrů populační regresní funkce 2. rovnice soustavy (vlastní náklady hlavního výrobku)

Model 2: TSLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: y_{2t}
 Instrumented: y_{1t}
 Instruments: const X_{2t} X_{3t} X_{4t}

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	11870.8	1578.22	7.522	5.41e-014	***
y_{1t}	-3401.85	653.507	-5.206	1.93e-07	***
X_{3t}	0.101884	0.0976652	1.043	0.2969	
X_{4t}	302.128	70.0849	4.311	1.63e-05	***
Mean dependent var	6158.351	S.D. dependent var	1554.697		
Sum squared resid	2749562	S.E. of regression	443.1674		
R-squared	0.938437	Adjusted R-squared	0.925245		
F(3, 14)	36.28264	P-value(F)	7.44e-07		
Log-likelihood	-154.7529	Akaike criterion	317.5057		
Schwarz criterion	321.0672	Hannan-Quinn	317.9968		
rho	0.132054	Durbin-Watson	1.725687		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

L. Příloha: Vlastnosti modelu z přílohy č. XLIX

Hausman test -
 Null hypothesis: OLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.608861
 with p-value = 0.435217

Pesaran-Taylor test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Asymptotic test statistic: z = 0.326495
 with p-value = 0.74405

LM test for autocorrelation up to order 3 -
 Null hypothesis: no autocorrelation
 Test statistic: LMF = 0.416342
 with p-value = $P(F(3,14) > 0.416342) = 0.744763$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

LI. Příloha: Strukturální a redukovaný tvar simultánního modelu hektarových výnosů (t/ha) a vlastních nákladů semene řepky (Kč/t)

Strukturální tvar modelu:

$$\hat{y}_{1t} = 2,81252 - 0,000213208*y_{2t} + 0,000578354*x_{2t} + 0,0882522*x_{4t} + u_{1t}$$

$$\hat{y}_{2t} = 11870,8 - 3401,65*y_{1t} + 0,101884*x_{3t} + 302,128*x_{4t} + u_{2t}, \text{ kde}$$

Matice β	y1t	y2t
y1t	1	0,000213
y2t	3401,65	1

Matice Γ	X _{1t}	X _{2t}	X _{3t}	X _{4t}
y1t	-2,81252	-0,00058	0	-0,08825
y2t	-11870,8	0	-0,10188	-302,128

Redukovaný tvar modelu:

$$\hat{y}_{1t} = 1,02486 + 0,00211*x_{2t} - 0,0000790653*x_{3t} + 0,08676*x_{4t} + u_{1t}$$

$$\hat{y}_{2t} = 8384,6 - 7,160773*x_{2t} + 0,370837*x_{3t} + 7,00625*x_{4t} + u_{2t}, \text{ kde}$$

Matice M	X _{1t}	X _{2t}	X _{3t}	X _{4t}
y1t	1,02486	0,00211	- 0,0000790653	0,08676
y2t	8384,6	-7,160773	0,370836524	7,00625

Kritérium identifikace $k^{**} \geq g\Delta - 1$:

1. rovnice 1 = 1přesně identifikovaná
2. rovnice 1 = 1přesně identifikovaná

$g\Delta$...počet endogenních proměnných v dané rovnici (2,2)

k^{**} ...počet predeterminovaných proměnných, které nejsou v rovnici (1,1)

Zdroj: Vlastní výpočet

LII. Příloha: Odhad strukturálních parametrů polynomicke populační regresní funkce vlastních nákladů hlavního výrobku (Kč/t)

Model : OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: y_{1t}

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	92032.9	26067.8	3.531	0.0033	***
x_{2t}	-95366.0	31876.4	-2.992	0.0097	***
x_{2t}^2	34306.1	12591.1	2.725	0.0164	**
x_{2t}^3	-4015.41	1612.60	-2.490	0.0260	**
Mean dependent var	6158.351	S.D. dependent var	1554.697		
Sum squared resid	16058793	S.E. of regression	1071.007		
R-squared	0.609184	Adjusted R-squared	0.525437		
F(3, 14)	7.274150	P-value(F)	0.003548		
Log-likelihood	-148.8535	Akaike criterion	305.7069		
Schwarz criterion	309.2684	Hannan-Quinn	306.1980		
rho	0.164775	Durbin-Watson	1.632065		

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETl

LIII. Příloha: Breusch-Pagan test heteroskedasticity v modelu z přílohy č. LII

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity
 OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
 Dependent variable: scaled \hat{u}_{1t}^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-68.4042	48.9157	-1.398	0.1837
x_{2t}	83.6438	59.8153	1.398	0.1838
x_{2t}^2	-32.0480	23.6270	-1.356	0.1964
x_{2t}^3	3.93524	3.02600	1.300	0.2144

Test statistic: LM = 5.947715,
 with p-value = P(Chi-square(3) > 5.947715) = 0.114182

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETl

LIV. Příloha: Breusch-Godfrey test autokorelace náhodné složky modelu z přílohy č. LII

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 5
OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-49417.0	48789.6	-1.013	0.3376
x_{2t}	57067.7	57247.9	0.9969	0.3449
x_{2t}^2	-21411.2	21836.1	-0.9805	0.3524
x_{2t}^3	2621.58	2721.62	0.9632	0.3606
uhat_1	0.699260	0.620027	1.128	0.2886
uhat_2	-0.357984	0.505331	-0.7084	0.4966
uhat_3	0.280853	0.391905	0.7166	0.4918
uhat_4	-0.130654	0.361385	-0.3615	0.7260
uhat_5	0.191103	0.372894	0.5125	0.6207

Test statistic: LMF = 0.355575,
with p-value = P(F(5,9) > 0.355575) = 0.866

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

LV. Příloha: Výpočet nákladové pružnosti funkce teoretických vlastních nákladů semene řepky (Kč/t) z přílohy č. LII

$$\text{pro } \bar{x}_{2t} = 2,74 \text{ je } \hat{y}_{1t} = 5686,24 ; \frac{\bar{x}_{2t}}{\hat{y}_{1t}} = \frac{2,74}{5686,24} = 0,000481865$$

$$E^{(1)} = \frac{\partial y_{1t}}{\partial x_{2t}} * \frac{x_{2t}}{\hat{y}_{1t}} = (-95366 + 68612,2 * x_{2t} - 12046,23 * x_{2t}^2) * \frac{\bar{x}_{2t}}{\hat{y}_{1t}} =$$

$$= (-95366 + 68612,2 * 2,74 - 12046,23 * 2,74^2) * 0,000481865 = 2193,152 * 0,000481865 =$$

$$= 1,056803188$$

$$E^{(2)} = \frac{\partial^2 y_{1t}}{\partial x_{2t}^2} * \frac{x_{2t}}{\hat{y}_{1t}} = (68612,2 - 24092,46 * x_{2t}) * \frac{\bar{x}_{2t}}{\hat{y}_{1t}} = (68612,2 - 24092,46 * 2,74) *$$

$$0,000481865 = 2598,8596 * 0,000481865 = 1,252299481$$

$$E^{(y)} = 1,056803188 + 1,252299481 * \frac{1}{2!} = 1,68295 \%$$

Zdroj: Vlastní výpočet

LVI. Příloha: Odhad strukturálních parametrů polynomicke trendové funkce měsíčních CZV řepkového semene (Kč/t)

Model: OLS, using observations 1994:01-2009:09 (T = 189)

Dependent variable: PrmrnsnCZVepko

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	6664.35	448.355	14.86	3.50e-033	***
time	-371.028	84.2342	-4.405	1.81e-05	***
time_power_2	30.4118	5.08038	5.986	1.13e-08	***
time_power_3	-0.955918	0.137080	-6.973	5.60e-011	***
time_power_4	0.0147502	0.00190127	7.758	6.08e-013	***
time_power_5	-0.000118673	1.40920e-05	-8.421	1.12e-014	***
time_power_6	4.76622e-07	5.30227e-08	8.989	3.28e-016	***
time_power_7	-7.53340e-010	7.95321e-011	-9.472	1.53e-017	***

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

LVII. Příloha: Průměrné měsíční CZV řepkového semene Kč/t v jednotlivých měsících

Test of Homogeneity of Variances

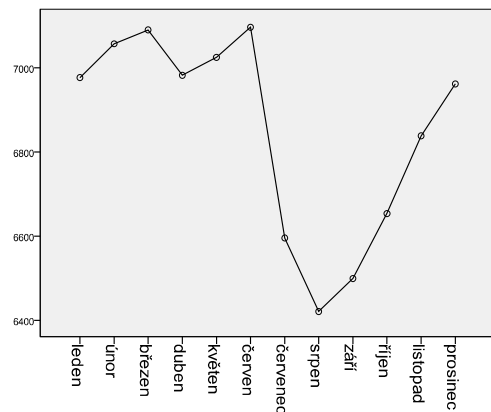
Průměrné měsíční CZV řepkového semene v Kč/t

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
,230	11	177	,995

ANOVA

Průměrné měsíční CZV řepkového semene v Kč/t

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1,032E7	11	938294,431	,693	,744
Within Groups	2,397E8	177	1354332,138		
Total	2,500E8	188			



Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LVIII. Příloha: Průměrné měsíční CZV řepkového semene Kč/t v jednotlivých letech

Test of Homogeneity of Variances

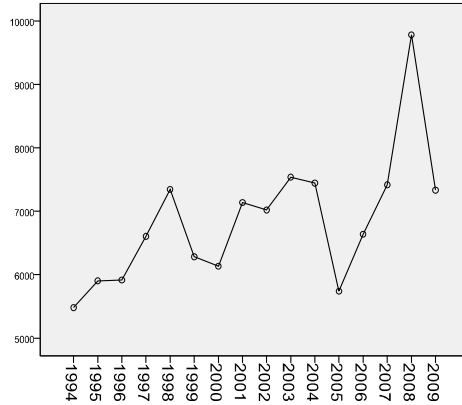
Průměrné měsíční CZV řepkového semene v Kč/t

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
9,317	15	173	,000

ANOVA

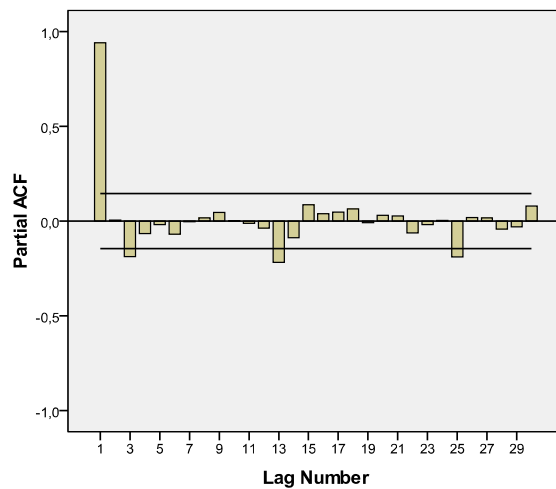
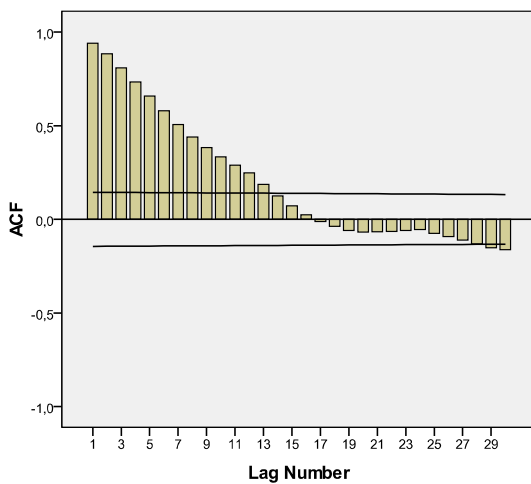
Průměrné měsíční CZV řepkového semene v Kč/t

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1,934E8	15	1,289E7	39,340	,000
Within Groups	5,669E7	173	327659,499		
Total	2,500E8	188			



Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LIX. Příloha: ACF a PACF průměrných měsíčních CZV řepkového semene v Kč/t



Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LX. Příloha: DF test – první diference průměrných měsíčních CZV řepkového semene

OLS, using observations 1994:03–2009:09 (T = 187)

Dependent variable: CZV_2_DIF

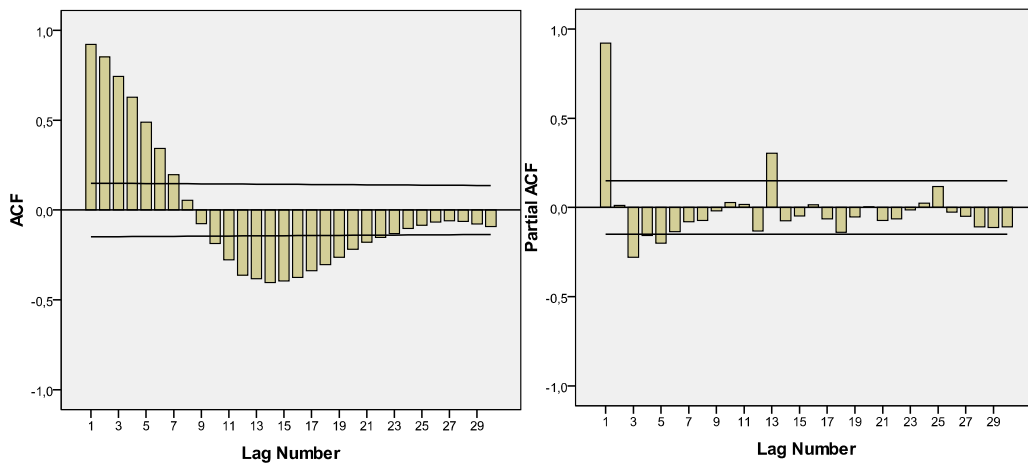
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	3.83879	28.4450	0.1350	0.8928
CZV_1_DIF_T_1	-1.03031	0.0735242	-14.01	7.06e-031***

POZN.

Model $\Delta\Delta y_t = \rho_0 + \delta_1 * \Delta y_{t-1} + u_t$

Zdroj: Vlastní výpočet, GRETL

LXI. Příloha: ACF a PACF 1. sezónních diferencí průměrných měsíčních CZV řepkového semene Kč/t



Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

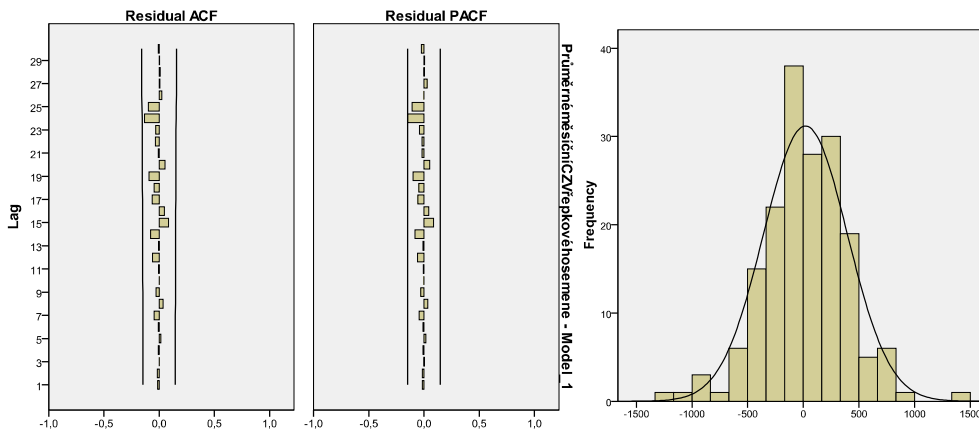
LXII. Příloha: Odhad parametrů modelu ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty

Model Statistics								
Model	Number of Predictors	Model Fit statistics			Ljung-Box Q(18)			Number of Outliers
		Stationary R-squared	R-squared	RMSE	Statistics	DF	Sig.	
Průměrné měsíční CZV řepkového semene-Model_1	0	,925	,889	399,891	.	0	.	0

ARIMA Model Parameters					Estimate	SE	t	Sig.
Průměrné měsíční CZV řepkového semene-Model_1	Průměrné měsíční CZV řepkového semene	No Transformation	AR	Lag 1	,547	,120	4,568	,000
				Lag 2	,023	,109	,207	,836
				Lag 3	,356	,109	3,256	,001
				Lag 4	,135	,114	1,182	,239
				Lag 5	-,445	,119	-3,739	,000
				Lag 6	,088	,113	,777	,438
				Lag 7	-,196	,112	-1,753	,081
				Lag 8	,311	,108	2,891	,004
				Lag 9	,087	,098	,882	,379
				Lag 10	-,102	,096	-1,062	,290
				Lag 11	-,025	,094	-,266	,790
				Lag 12	-,433	,094	-4,611	,000
				Lag 13	,258	,102	2,541	,012
			MA	Lag 1	-,302	,105	-2,878	,005
				Lag 2	-,672	,305	-2,203	,029
				Lag 3	-,046	,170	-,273	,785
				Lag 4	,059	,174	,340	,735
				Lag 5	-,464	,160	-2,899	,004
				Lag 6	-,241	,131	-1,845	,067
				Lag 7	-,746	,240	-3,107	,002
			Seasonal Difference	1				

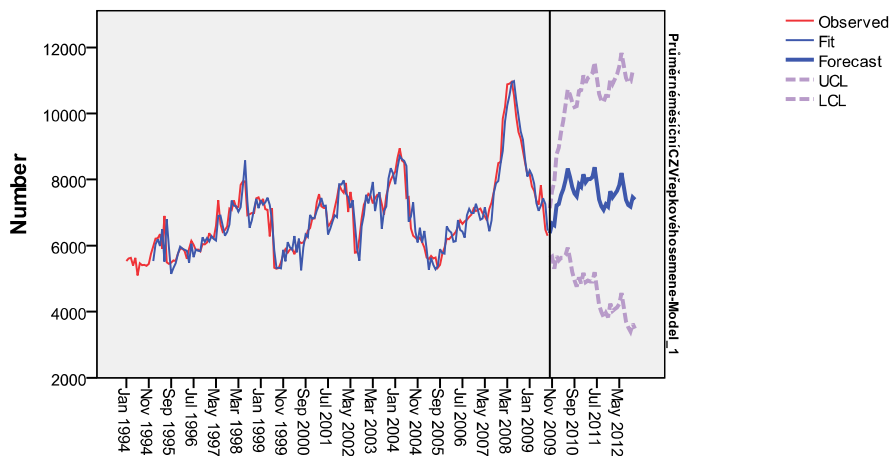
Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LXIII. Příloha: Noise Residual procesu ARIMA(13,0,7)(0,1,0): ACF, PACF, histogram



Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LXIV. Příloha: Vyrovnávní časové řady průměrných měsíčních cen zemědělských výrobců řepkového semene v Kč/t a prognóza z modelu, proces ARIMA(13,0,7)(0,1,0) bez konstanty



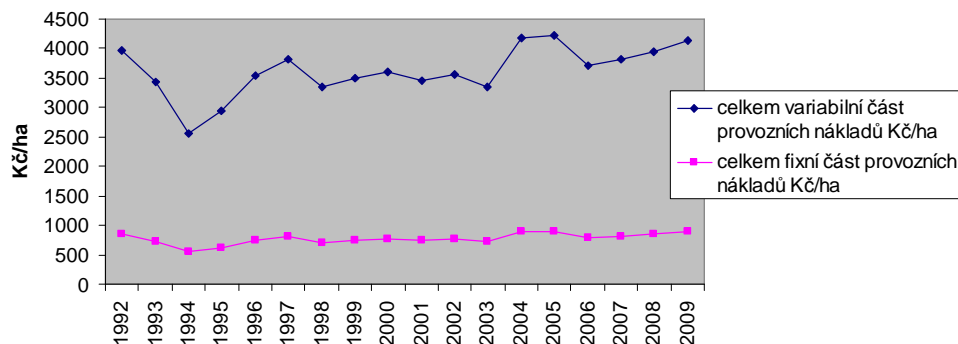
Zdroj: Vlastní výpočet, SPSS

LXV. Příloha: Rozdělení celkových hektarových nákladů na variabilní a fixní část (klasifikační metoda) vycházející z příloh č. II a č. III

- Přímé materiálové náklady Kč/ha (variabilní složka)
 - Osiva
 - Hnojiva
 - Prostředky ochrany rostlin
 - Ostatní přímý materiál
- Přímé provozní náklady Kč/ha (smíšená složka)
 - Ostatní přímé náklady a služby (variabilní složka), skutečným podílem na provozních nákladech průměr 1994-2009 = 45 %
 - Náklady pomocných činností, včetně odpisů investičního majetku (smíšená složka), skutečným podílem na provozních nákladech průměr 1994-2009 = 55 %
 - Náklady mechanizačních prostředků, včetně odpisů (fixní složka), odhad průměrného podílu na nákladech pomocných činností = 32%
 - Spotřeba materiálu (variabilní složka), odhad průměrného podílu na nákladech pomocných činností = 68 %
- Nepřímé režijní náklady Kč/ha (smíšená složka)
 - Správní režie (fixní složka), skutečným podílem na režijních nákladech průměr 1994-2009 = 27 %
 - Výrobní režie (smíšená složka), skutečným podílem na režijních nákladech průměr 1994-2009 = 73 %
 - Nakoupený materiál (variabilní složka), odhad průměrného podílu na výrobní režii = 24 %
 - Výrobky vlastní výroby (variabilní složka), odhad průměrného podílu na výrobní režii = 18 %
 - Ostatní přímé náklady a služby (smíšená složka), odhad průměrného podílu na výrobní režii = 21 %
 - Spotřeba energie, PHN, vody (variabilní složka), odhad průměrného podílu na ostatních přímých nákladech = 85 %
 - Nájemné, manka a škody, úroky, opravy, daň z nemovitosti atd. (fixní složka), odhad průměrného podílu na ost. přímých nákladech = 15 %
 - Pracovní náklady (fixní složka), odhad průměrného podílu na výr. režii = 14 %
 - Náklady pomocných činností, včetně odpisů (fixní složka), odhad průměrného podílu na výrobní režii = 23 %
- Mzdové náklady Kč/ha (smíšená složka)
 - Přímé mzdové náklady (variabilní složka), skutečným podílem na mzdových nákladech průměr 1994-2009 = 11 %
 - Režijní mzdové náklady (fixní složka), skutečným podílem na mzdových nákladech průměr 1994-2009 = 89 %

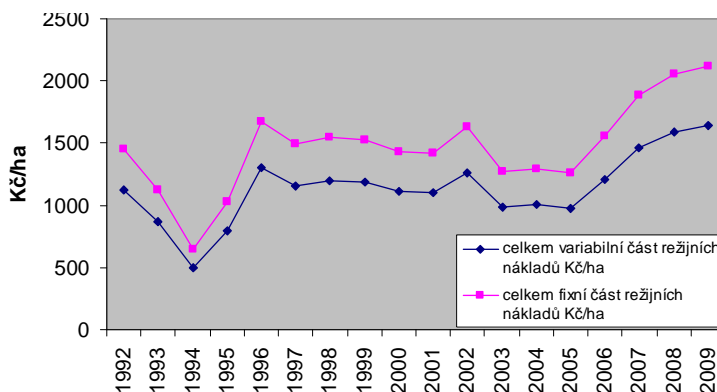
Zdroj: Vlastní zpracování

LXVI. Příloha: Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky provozních nákladů (Kč/ha)



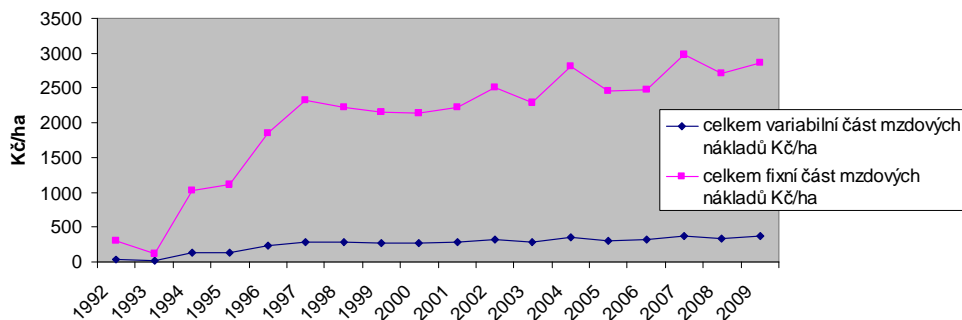
Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

LXVII. Příloha: Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky režijních nákladů (Kč/ha)



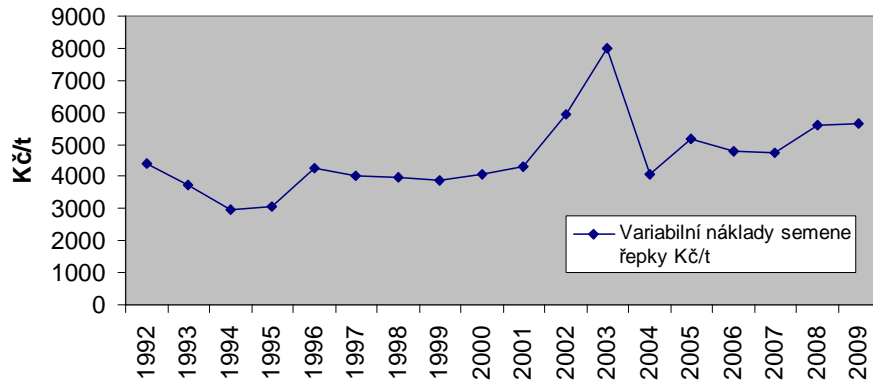
Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

LXVIII. Příloha: Odhad průměrného vývoje variabilní a fixní složky mzdových nákladů (Kč/ha)



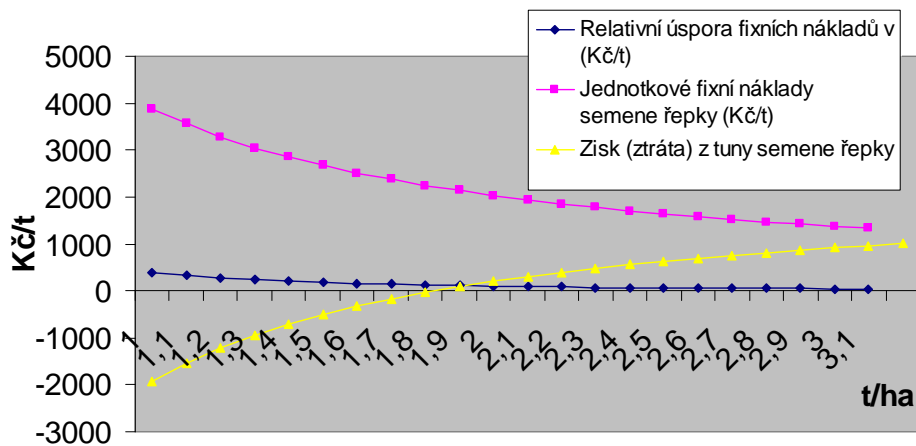
Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

LXIX. Příloha: Odhad průměrného vývoje jednotkových variabilních nákladů výroby (Kč/t)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL

LXX. Příloha: Efekt degrese fixních nákladů (Kč/t)



Zdroj: Nákladovost zemědělských produktů, FADN ČR, ÚZEI, vlastní zpracování EXCEL