

Hodnocení výsledků pěstování cukrovky s využitím metod statistické analýzy dat

RESULTS EVALUATION OF SUGAR BEET PRODUCTION BASED ON STATISTICAL DATA ANALYSIS METHODS

Vladimír Brabenec, Josef Pulkrábek – Česká zemědělská univerzita v Praze

Vstup České republiky do EU přinesl pro rezort zemědělské prvovýroby kromě pozitivních prvků (výrazný nárůst dotačních prostředků) i řadu omezujících podmínek, které limitují možnosti dalšího rozvoje zemědělství, zvláště důsledkem stanovení výrobních kvót, znemožňujících růst objemu výroby základních agrárních komodit. Dotační prostředky z rozpočtu EU překročí v roce 2007 pro zemědělskou prvovýrobu v ČR úroveň 2 500 Kč na 1 ha zemědělské půdy. S používáním dotací z EU se zemědělská výroba v ČR dostala v posledních letech (2005, 2006) z dlouhodobě ztrátové bilance hospodářského výsledku na úroveň mírné ziskovosti.

Výrobní kvóty stanovené pro základní agrární komodity vycházely z úrovně zemědělské výroby ČR v posledních letech před naším vstupem do EU (k 1. 5. 2004), kdy vrcholilo období snižování objemu zemědělské prvovýroby v ČR, způsobené především její dlouhodobější ztrátovostí. Uspokojení spotřebitelské poptávky v ČR významně ovlivnila levné (a často dotované ze strany dovozců) dovozy obchodních nadnárodních řetězců, výrazně zvyšujících podíly na prodeji potravin v ČR. Jedná se nejen o pokračující dovozy z Číny a dalších zemí jihovýchodní Asie, ale i o dovozy z bývalých i současných zemí Evropské unie (Holandsko, Polsko aj.). Vhodným kritériem pro posouzení tohoto vývoje je bilance zahraničního obchodu ČR s agrárními produkty. Přestože celková bilance zahraničního obchodu ČR z výrazně záporného salda, především vlivem výrazně rostoucího objemu vývozu automobilů, je v posledních třech letech již kladná, bilance zahraničního agrárního obchodu ČR vykazuje od roku 1994 rostoucí záporné saldo, jak dokládají údaje v tab. I.

Tab. I. Vývoj agrárního zahraničního obchodu České republiky v letech 1993 až 2006

Rok	Dovoz (mld. Kč)	Vývoz (mld. Kč)	Saldo (vývoz – dovoz)
1993	31,5	32,3	+0,8
1994	40,2	28,7	-11,5
1995	47,6	35,6	-12,0
1996	54,3	32,6	-21,7
1997	59,7	38,8	-20,9
1998	61,0	41,2	-19,8
1999	60,6	39,8	-20,8
2000	65,0	47,7	-17,3
2001	69,5	49,5	-19,8
2002	69,1	45,2	-23,9
2003	74,2	48,8	-25,4
2004	92,0	61,0	-31,0
2006	111,8	79,1	-32,7

Přestože vývoz agrárních produktů České republiky (např. i piva) významně roste, s mírným kolísáním v méně úrodných letech, dovozy rostou značně rychleji. V důsledku toho je bilance agrárního zahraničního obchodu ČR s rostoucím záporným saldem od roku 1994 trvalá. V roce 2006 toto záporné saldo dosáhlo úrovně 32,7 mld. Kč. Na růstu záporného salda se nepodílí pouze celoroční dovozy jižního ovoce, zeleniny, kávy, čajů, rýže apod., ale i vysoké dovozy komodit, které jsme schopni v ČR vyrábět. Jedná se např. o dovozy krmiv pro psy a kočky, ovoce a zeleniny (jablka, zelí, česnek), škrobu, mléčných výrobků a další.

Z hlediska výroby cukru byla ČR vždy významnou zemí jak z hlediska šlechtitelského, tak z hlediska exportu cukru. Po uzavření tří českých cukrovarů, vlastněných společnostmi Eastern Sugar, by se mohla ČR stát, zřejmě poprvé v historii, dovozcem cukru. Česká národní kvóta na výrobu cukru byla snížena o podíl této firmy, který byl „vrácen do Bruselu“. V důsledku toho se celková kvóta snížila o 102 473,793 t. Dosavadní potřeba cukru v ČR (přibližně 400 tis. t, tj. 40 kg na obyvatele) nebude v důsledku snížené kvóty z 10 až 12 % zajištěna tuzemskou výrobou cukru.

Velkou příležitostí pro pěstitele cukrovky v ČR (zřejmě jedinou), je pěstování cukrovky pro výrobu biolíhu, který podle zákonné normy bude od roku 2008 povinně přidáván do pohonných hmot. Objem produkce biolíhu z 1 ha cukrovky je přitom výrazně vyšší, než z jiných alternativních plodin (např. obilovin, brambor). Z uvedeného důvodu výzkum zaměřený na ekonomickou optimalizaci intenzivního pěstování cukrovky neztrácí nic ze svého aktuálního významu.

Z ekonomického hlediska není pěstování cukrovky pro event. budoucí export cukru proti cukrové třtině konkurenceschopné. Při intenzivním pěstování cukrové třtiny s aplikací moderních technologií pěstování a sklizně umožňuje cukrová třtina při výrobních nákladech na 1 ha shodných s náklady na pěstování cukrovky v příznivých podmínkách (Brazílie, Austrálie, republika Fiji apod.) dosahovat dvojnásobné produkce cukru na 1 ha oproti pěstování cukrovky. Porovnání plodin z hlediska produkce škrobových jednotek v ČR na 1 ha uvádí tab. II.

Tab. II. Porovnání plodin z hlediska výnosů krmných hodnot

Plodina	Pšenice	Cukrovka	Brambory
Výnos (t.ha ⁻¹)	5	60	24
Stravitelné bílkoviny (kg.ha ⁻¹)	459	1 200	267
Škrobové jednotky (kg.ha ⁻¹)	3 772	12 540	4 800

Metoda

Metody zahrnující nejširší oblast postupů statistické indukce umožňují zobecňovat výsledky naměřených dat ve výběrových souborech pro základní soubory statistických jednotek, tj. pro vlastní výrobní praxi. V případě pěstování jednotlivých plodin jsou data naměřena na výběrových souborech statistických jednotek hodnotami statistických znaků, měřených v pokusech nebo ve výběrových šetřeních sledovaných přímo ve výrobní praxi. Ze široké škály metod statistické analýzy dat autoři příspěvku uvádějí pro konkrétní naměřená data použití výpočtu a analýzy výsledků:

- a) produkčních funkcí,
- b) faktorové analýzy.

Při hodnocení výsledků produkční funkce je možno odvodit optimální úroveň faktorů produkci cukrovky ovlivňujících, z hlediska dosažení maximálního zisku na 1 ha na základě výpočtu ekonomického optima dávek faktorů. Z výsledků faktorové analýzy je možno kromě jiného odvodit, které faktory (tj. kvantitativní statistické znaky) ovlivňují výsledné ukazatele výroby cukrovky příznivě a které naopak nepříznivě.

Významným autorem pro využití a ověření produkčních funkcí v zemědělství byl prof. E. O. Heady ze státní zemědělské univerzity v Iowě (USA), jehož publikace (4) jak z metodického, tak z praktického hlediska umožnila využití výsledků analýzy produkčních funkcí pro praxi. Využití výsledků faktorové analýzy umožnila rychle se zdokonalující výpočetní technika a s ní rostoucí nabídka procedur statistického softwaru počítačů. Analýzou informačního využití výsledků faktorové analýzy pro data z agrárního sektoru se zabývá i jeden z autorů příspěvku (2).

Produkční funkce je nejčastěji vícenásobná regresní funkce, ve které je závisle proměnnou výsledný ukazatel produkce (např. hektarový výnos plodiny, nebo tržby na 1 ha zemědělské půdy) a nezávisle proměnnými jsou měnitelné faktory úrovně produkce ovlivňující (např. pracovní náklady, materiální náklady, nebo dávky živin N, P, K v hnojivech na 1 ha plodiny). Při volbě produkční funkce vybíráme obvykle nelineární typ funkce, který dosahuje teoretické maximum očekávané produkce y' s faktory tj. nezávisle proměnnými (X_1, X_2, \dots), produkci ovlivňujícími. Vhodnými typy dvoufaktorových produkčních funkcí ověřovaných různými autory jsou např. funkce kvadratické obecného tvaru:

$$y' = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_1^2 + b_4X_2^2 \quad (\text{HEADY, JARRET})$$

a funkce odmocninná:

$$y' = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_1^{0.5} + b_4X_2^{0.5} \quad (\text{HEADY, COLWEL, EZEKIEL}),$$

ke kterým je při výpočtu často přidáván další regresní koeficient pro vyjádření interakčního působení produkčních faktorů (ve tvaru např. $b_5X_1X_2$). Při výběru typu produkční funkce je třeba vždy brát v úvahu charakter procesu, který bude s využitím produkční funkce modelován a analyzován. Při modelování tvorby výnosů cukrovky se jedná o výnosotvorný biologický proces, který ani složitou matematickou funkcí nelze úplně popsat. Produkční funkce pro hektarové výnosy cukrovky charakterizuje jev, jehož úroveň je v konkrétních podmínkách ohraničena fyziologickými schopnostmi rostlinného organismu, tj. určitým „stropem výnosu“, který v produkčním modelu je stanoven in-

flexním bodem, nazývaným produkční maximum. Před dosažením produkčního maxima existuje další významný bod, označený jako ekonomické produkční optimum. V tomto bodě je při konkrétních cenách za jednotku produkce a za jednotková množství produkčních faktorů dosažen nejvyšší zisk, tj. nejvyšší rozdíl mezi cenou produkce a cenou vynaloženou na produkční faktory (např. hnojiva). Nelze přitom opomíjet ani faktory, jejichž optimalizace nesouvisí s faktory zařazenými do výpočtu produkční funkce (volba odrůdy, technologických termínů pěstování, ošetřování porostu). V příspěvku uvedený příklad výpočtu produkční funkce pro hektarové výnosy cukrovky používá data získaná z polního pokusu v Uhřetěvsi (katedry rostlinné výroby ČZU v Praze). Parcely o výměře 50 m² měly jako produkční faktory aplikovány kombinace 7 úrovní dávek dusíku (N) a 7 úrovní dávek drasla (K₂O) v průmyslových hnojivech při konstantní úrovni dávky fosforu (P₂O₅). Výsledky pokusu byly přepočteny na 1 hektar výměry plodiny.

Při rozboru výsledků vypočtené produkční funkce nejsou využívány pouze obvyklé aplikace výsledků hodnotící průběh regresní funkce a těsnost závislosti měřenou charakteristikami korelace a determinace, ale i další charakteristiky, umožňující ekonomickou a technologickou analýzu výsledků výpočtů. Kromě výše zmíněného produkčního maxima a ekonomického produkčního optima jsou hodnoceny další charakteristiky vypočtených výsledků produkčního regresního modelu. Jedná se nejčastěji o níže uvedené charakteristiky:

- a) Izokvanty jsou v produkční funkci vrstevnice shodné teoretické úrovně produkce (y'_{konst}) dosažitelné s různou kombinací hodnot nezávisle proměnných, v uvedeném příspěvku faktorů X_1 = dávka kg N na 1 ha a X_2 = dávka K₂O na 1 ha cukrovky.
- b) Izokliny jsou vymezeny nejlevnější nákladovou kombinací dávek faktorů (X_1, X_2) pro různou teoretickou úroveň produkce y' („dílicí ekonomická optima“).
- c) Mezní produkce $\Delta y'$ udávají v produkční funkci o kolik se v různých úrovních produkce y' změní produkce, zvýší-li se úroveň jednoho z faktorů X_1, X_2 o jednotku (o 1 kg ha⁻¹).
- d) Mezní míry záměny faktorů jsou proměnlivé hodnoty této charakteristiky, které udávají, o kolik je možno změnit hodnotu jednoho faktoru, snížíme-li druhý faktor o jednotku, aniž by došlo ke změně teoretické úrovně produkce y' v produkčním modelu.

Jsou definovány a využívány i další charakteristiky ekonomicko-technologické analýzy výsledků vypočtené produkční funkce, které v jiném měřítku (relativně) analyzují výsledky vypočteného produkčního modelu.

Faktorová analýza je jednou z nejvíce využívaných metod vícerozměrné statistické analýzy, ve kterých je vstupní matice dat tvořena větším počtem proměnných měřených na souboru statistických jednotek. Tyto proměnné jsou při výpočtu nedílným informačním celkem, použitým k vyhodnocení vlastností statistických jednotek, které tvoří v dále uvedeném příkladu 1 ha cukrovky. Faktorová analýza je nejvýznamnějším zástupcem skupiny metod, označené jako metody analýzy korelačních struktur. Vstupním mezivýsledkem pro výpočet modelu faktorové analýzy je korelační matice, obsahující koeficienty korelace mezi všemi dvojicemi proměnných, tvořících hodnocenou vícerozměrnou veličinu. Faktorová analýza je vhodná i pro hodnocení informačně mnohostranných soustav proměnných hodnocených vícerozměrné veličiny. Její nejvýznamnější výsledek (matice fak-

torových zátěží) umožňuje vytvořit třídy proměnných, které jsou navzájem mnohostranně závislé, resp. informačně podobné či duplicitní. Jedná se o metodu, která umožňuje rozhodnutí o výběru proměnných pro následnou regresní a korelační analýzu.

Modelem faktorové analýzy nazýváme soustavu lineárních rovnic, která vyjadřuje naměřenou soustavu většího počtu proměnných $X_1, X_2 \dots X_v$ tvořících vícerozměrnou veličinu, jako lineární kombinaci podstatně menšího počtu fiktivních proměnných $F_1, F_2 \dots F_c$ označených jako společné faktory a dále fiktivních proměnných $U_1, U_2 \dots U_v$ označených jako jedinečné („unitní“) faktory, přiřazené ke každé proměnné $X_1, X_2 \dots X_v$ v každé rovnici v modelu. Základním výsledkem modelu faktorové analýzy je matice koeficientů a_{ip} , nazývaných faktorové zátěže, které jsou ve vypočteném modelu významově shodné s koeficienty korelace mezi skutečnou proměnnou X_j a společným faktorem F_p vypočteného modelu. Model faktorové analýzy je možno schematicky zapsat níže uvedeným vzorcem:

$$\begin{aligned} X_1 &= a_{11}F_1 + a_{12}F_2 + \dots + a_{1c}F_c + d_1U_1 \\ X_2 &= a_{21}F_1 + a_{22}F_2 + \dots + a_{2c}F_c + d_2U_2 \\ &\vdots \\ X_v &= a_{v1}F_1 + a_{v2}F_2 + \dots + a_{vc}F_c + d_vU_v \end{aligned}$$

Další charakteristikou výsledku modelu faktorové analýzy a_{ip}^2 je příspěvek faktoru F_p k vysvětlení rozptylu proměnné X_j , h^2_j a komunalita proměnné X_j , která udává, jaká část rozptylu proměnné X_j je vysvětlena všemi společnými faktory modelu faktorové analýzy (jedná se o součet a_{ip}^2 v řádku j modelu). d_j^2 je jedinečnost proměnné X_j , která udává, jaká část rozptylu proměnné X_j není v modelu vysvětlena společnými faktory F_1 až F_c . Součet komunalit h^2_j tvoří celkovou komunalitu h^2 modelu FA a součet jedinečností d_j^2 tvoří celkovou jedinečnost d^2 modelu FA.

Při výpočtu modelu FA je definována sestupná priorita významnosti společných faktorů F_1 až F_c . Znamená to, že F_1 jako první nejvýznamnější společný faktor vysvětluje z hodnot rozptylu všech proměnných X_1 až X_v jejich největší část. Sestupně k nejslabšímu společnému faktoru F_c postupujeme tak, aby s tzv. významnou hodnotou faktorové zátěže obvykle subjektivně stanovenou na úrovni $|a_{ip}|=0,5$, vytvářel nejméně třídu dvou proměnných se závažnou hodnotou faktorové zátěže. Hodnoty faktorových zátěží, podobně jako koeficienty korelace, se mohou v absolutní hodnotě pohybovat v intervalu absolutních hodnot od 0 do 1. Podle věcného významu proměnných s nejvyššími absolutními hodnotami faktorových zátěží ve třídě proměnných sdružených společným faktorem je možno společný faktor F_1 až F_c zařazený do výsledného modelu pojmenovat. Sestupnou prioritu významu společných faktorů F_p v modelu lze vyhodnotit podle hodnot příspěvků v_p^2 společných faktorů k vysvětlení rozptylu všech proměnných ($v_1^2 > v_2^2 > \dots > v_c^2$). Tyto příspěvky získáme jako součty hodnot a_{ip}^2 v každém sloupci p výsledného modelu a jsou nejčastěji uváděny v % z rozptylu všech proměnných hodnocené vícerozměrné veličiny.

Výsledky a diskuse

Pro výpočet a rozbor produkční funkce pro výnosy cukrovky jsou použity výsledky z polního pokusu FAPPZ ČZU založeného v Uhřetěvsi, jak již bylo uvedeno. Závisle proměnnou

Y jsou výnosy sušiny bulev a chrástu celkem ve $100 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$, pro které s použitím váženého průměru byla odvozena cena za 100 kg sušiny. Produkční faktory, tj. nezávisle proměnné X_1 a X_2 , dávky N (X_1) a dávky K_2O (X_2) v průmyslových hnojivech, byly odstupňovány na 7 úrovních od 0 do 240 kg na 1 ha výměry, při použití všech $49 (7 \times 7)$ kombinací dávek. Ostatní podmínky včetně dávky P_2O_5 byly na všech parcelách konstantní. Pro rozbor výsledků byla odvozena cena za 1 kg aplikovaného N a cena za 1 kg aplikovaného K_2O . Po ověření různých typů produkční funkce byla jako nejvhodnější pro modelovaný produkční proces vybrána funkce obecného tvaru:

$$y' = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_1^{0,5} + b_4x_2^{0,5} + b_5(x_1x_2)^{0,5}$$

která vykazovala i nejvyšší hodnoty charakteristik korelační závislosti a má následující hodnoty koeficientů $b_0 - b_5$:

$$y' = 143,7 - 0,403x_1 - 0,093x_2 + 10,289x_1^{0,5} + 4,064x_2^{0,5} - 0,073(x_1x_2)^{0,5}$$

při hodnotě indexu korelace $I = 0,904$ a hodnotě indexu determinace $I^2 = 0,817$. Z hodnoty I^2 lze odvodit, že změny výnosů sušiny cukrovky celkem jsou vysvětleny použitými faktory X_1, X_2 z $81,7 \%$.

Vypočtené produkční maximum je $y'_{\max} = 236,7$ (sušiny celkem ve $100 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$), tj. vrchol produkční funkce, bylo dosaženo při úrovni faktorů $x_1 = 125,1 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ N a $x_2 = 304,9 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ K_2O . V přepočtu na čerstvou hmotu by se jednalo o celkový výnos přibližně $100 \text{ t} \cdot \text{ha}^{-1}$.

Vypočtené ekonomické produkční optimum, při kterém byl rozdíl mezi cenou produkce a cenou faktorů nejvyšší (tj. nejvyšší teoretický zisk) je $y'_{\text{opt}} = 234,9$ sušiny celkem při úrovni faktorů $x_1 = 94 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ N a $x_2 = 243,7 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ K_2O . Při aktuálních cenách produkce a cenách faktorů by teoretické maximum zisku, tj. rozdíl mezi cenou produkce a náklady na faktory, bylo $5\,949 \text{ Kč} \cdot \text{ha}^{-1}$. Příklad kombinací dávek faktorů X_1 a X_2 pro dvě stanovené konstantní teoretické úrovně produkce y'_{konst} , tj. izokvanty je uveden v tab. III.

Dílčí optimální kombinace dávek faktorů ležící na izoklině (tj. nejlevnější kombinace faktorů pro různou úroveň výnosů sušiny cukrovky v produkční funkci) jsou $X_1 + X_2$, např. $35,8 \text{ kg N} + 80 \text{ kg } K_2O$, $61,1 \text{ kg N} + 140 \text{ kg } K_2O$, nebo $85,2 \text{ kg N} + 200 \text{ kg } K_2O$. (dávky živin v hnojivech na 1 ha cukrovky).

Mezní produkce, tj. zvýšení teoretického zvýšení jednoho z faktorů o jednotku (o 1 kg na ha), poskytují informaci, že při vyrovnaném poměru živin v hnojivech vykazují výraznější zvýšení výnosů sušiny cukrovky celkem dávky N (oproti dávčím K_2O). Např. při kombinaci $x_1 = 80 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ N, $x_2 = 80 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ K_2O , zvýšení

Tab. III. Výsledky výpočtu kombinací dávek faktorů x_1 (N) a x_2 (K_2O) pro dosažení teoreticky shodného výnosu y'_{konst} sušiny cukrovky v produkční funkci (izokvanty 1 a 2)

Izokvanta 1: $y' = 226,56 (100 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1})$		Izokvanta 2: $y' = 233,87 (100 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1})$	
Dávky x_1 N ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$)	Dávky x_2 K_2O ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$)	Dávky x_1 N ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$)	Dávky x_2 K_2O ($\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$)
80	80	140	140
55,2	140	87,2	200
140	46,8	80	232

Tab. IV. Výsledky modelu faktorové analýzy „cukrovka“ – pramen dat: karty honů z okresů Nymburk a Olomouc (četnost $n = 181$ pozemků), VÚŘS Semčice

Proměnná	Hodnoty zátěží a_{ip} pro proměnnou X_i , faktor F_p					Komunali- ta h_i^2	Jedineč- nost d_i^2
	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5		
X_1 – výměra pozemku cukrovky	0,14	-0,16	0,22	0,15	-0,62*	0,51	0,49
X_2 – dávka NPK v hnojivech na 1 ha	0,69*	-0,11	-0,39	-0,17	-0,25	0,72	0,28
X_3 – dávka jarního přihnojení N na 1 ha	-0,46	0,31	0,09	-0,38	0,44	0,54	0,46
X_4 – dávka hnoje (organ. hnojiv) na 1 ha	0,58*	-0,16	0,34	0,12	0,50*	0,74	0,26
X_5 – hloubka orby	-0,35	0,23	0,54*	-0,01	0,51*	0,72	0,28
X_6 – kalendářní týden orby	-0,33	0,39	0,62*	-0,02	0,03	0,65	0,35
X_7 – kalendářní týden výsevu	-0,63*	0,15	-0,19	0,55*	-0,04	0,75	0,25
X_8 – počet rostlin na 1 ha	0,13	0,73*	0,12	0,41	0,04	0,74	0,26
X_9 – podíl vyběhlic při sklizni v %	-0,30	0,77*	-0,18	-0,23	-0,21	0,82	0,18
X_{10} – délka vegetační doby v týdnech	0,15	0,20	0,21	-0,79*	0,01	0,72	0,28
X_{11} – výnos bulev v t.ha ⁻¹	0,86*	0,40	-0,04	-0,02	-0,12	0,92	0,08
X_{12} – výnos chrástu v t.ha ⁻¹	0,65*	0,09	0,50*	0,34	0,23	0,82	0,18
X_{13} – týden první kultivace od zasetí (dojednocení)	0,01	-0,66*	0,50*	-0,17	-0,20	0,75	0,25
V_p^2 pro F_p	2,76	2,10	1,71	1,55	1,28	9,40	3,60
V_p^2 % pro F_p	21,2	16,2	13,2	11,9	9,8	72,3	27,7

* významné hodnoty zátěží

dávky x_1 o 1 kg zvýší teoretický výnos sušiny o $\Delta y' = 0,106$ (ve 100 kg.ha⁻¹), kdežto zvýšení x_2 o 1 kg zvýší teoretický výnos sušiny pouze o $\Delta y' = 0,023$. V uvedeném místě produkční funkce bez změny teoretického výnosu sušiny celkem y' nahradí 1 kg K₂O pouze 0,22 kg N, kdežto na náhradu 1 kg N je zapotřebí 4,59 kg K₂O.

Příklad analýzy vypočtené produkční funkce dokumentuje možnosti využití takto získaných výsledků pro rozhodování při optimalizaci pěstování cukrovky, zvláště z hlediska dosažení maximálního zisku z 1 ha. Podmínkou úspěšné aplikace výsledků je získání aktuálních dat pro konkrétní výrobní podmínky pěstování cukrovky i dat o cenách produkce i výrobních faktorů. Kvalitu výsledků ovlivní i výběr vhodného typu produkční funkce, která podle hodnot korelačních charakteristik poskytne spolehlivé předpovědi charakteristik z výsledků vypočtené funkce odvozované.

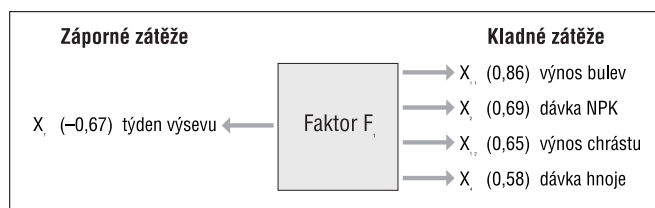
Pro výpočet modelu faktorové analýzy byla použita data shromážděná Výzkumným ústavem řepařským a semenářským v Semčicích v době „povinného“ pěstování cukrovky (HERMANSKÝ, 1980). Na souboru pozemků v okresech Nymburk a Olomouc byl v kartě honu sledován velký počet proměnných, z nichž 13 je využito pro výpočet modelu faktorové analýzy. Výhodou metody faktorové analýzy je, že vícerozměrnou veličinu, kterou v hodnoceném modelu tvoří 13 proměnných, charakterizujících úroveň pěstování cukrovky v daném regionu při

výpočtu modelu FA (faktorové analýzy), lze považovat za nedílný informační celek. Tím lze získat komplexnější informace o proměnných a hodnocených statistických jednotkách (kterými jsou 1ha výměry pěstování cukrovky), než při jiných metodách statistické analýzy, které nejčastěji jednotlivé proměnné hodnotí odděleně.

Výsledky vypočteného modelu faktorové analýzy, do kterého je zařazeno pět společných faktorů F_1 až F_5 , jsou uvedeny v tab. IV.

Přestože pěstování cukrovky vykazovalo od doby pořízení dat značné technologické změny, základní výsledky a závěry k modelu faktorové analýzy zůstávají aktuálně platné. První nejsilnější společný faktor F_1 se závažnými zátěžemi ($I_{aip} = 0,5$) vytvořil třídu pěti proměnných, které jsou navzájem mnohostranně závislé. Proměnné se shodným znaménkem závažné zátěže jsou navzájem v přímém (přímoúměrném) vztahu, proměnné s opačným znaménkem zátěže ve vztahu nepřímém. Proměnné s nejvyšší absolutní hodnotou zátěže jsou v dané třídě nejvýznamnější z hlediska těsnosti vztahů k ostatním proměnným. Třídu proměnných sdružených faktorem F_1 je možno zobrazit ve schématu obr. 1.

V přímém vztahu (s významnou hodnotou zátěží) jsou ukazatelé úrovně výnosu X_{11} a X_{12} a dále ukazatelé úrovně průmyslového a organického hnojení X_2 a X_4 . V nepřímém vztahu k této čtveřici proměnných je X_7 , vyšší kalendářní týden výsevu (opožděné setí). Uvedený výsledek umožňuje odvodit, co v daných konkrétních výrobních podmínkách ovlivnilo výnosové ukazatele na 1 ha cukrovky příznivě (tj. X_2 a X_4) a co naopak nepříznivě (X_7). Podle věcného významu proměnných ve třídě faktoru F_1 je možno faktor F_1 nazvat jako faktor intenzity pěstování cukrovky. Podobně lze hodnotit i třídy proměnných, které se závažnými hodnotami zátěží a_{ip} vytvořily v modelu další slabší společné faktory F_2 až F_5 . Podle hodnot komunalit h_i^2 je možno hodnotit pořadí důležitosti proměnných v hodnocené soustavě (z hlediska významu závislosti s ostatními proměnnými). Podle

Obr. 1. Proměnné sdružené faktorem F_1 

tohoto kritéria jsou nejvýznamnějšími proměnnými opět ukazatelé hektarového výnosu bulev a chrástu (X_{11} a X_{12}) a naproti tomu relativně nejméně významnou je výměra pozemku (X_1). Sestupnou prioritu významu společných faktorů je možno posoudit podle hodnot jejich příspěvků v_p^2 k vysvětlení rozptylu všech proměnných X_1 až X_{13} (poslední dva řádky v tabulce IV.) Z hodnoty celkové komunity h^2 v procentech vyplývá, že vypočteným modelem FA je rozptyl všech proměnných vysvětlen ze 72,3 %, zbývající nevysvětlená část rozptylu připadá na jedinečnost (specifičnost) těchto proměnných. Na uvedeném dílčím vyhodnocení vypočteného modelu FA je naznačeno, jak širokou škálu informací může využití metody faktorové analýzy poskytnout.

Závěr

Metody statistické analýzy dat naměřených v zemědělském výzkumu umožňují podle celosvětově jednotných pravidel zobecňovat výsledky výzkumu pro praxi. Tato pravidla jsou založena na zákonech teorie pravděpodobnosti, tzn. že připouštějí malou přípustnou chybu odvozených závěrů, která by při vyhodnocení výsledků testování statistických hypotéz měla být nižší než 5 %, eventuálně i nižší než 1 %.

Nejčastěji používané metody pro testování statistických hypotéz (t-testy, analýza rozptylu) pro hodnocení výsledků zemědělského výzkumu mohou významně obohatit z hlediska informačního využití získaných dat např. produkční funkce a metoda faktorové analýzy, doplněné odvozením aplikačně využitelných výsledků pro praxi. Příklady použití těchto metod uvedli autoři tohoto příspěvku pro analýzu dat, zaměřených na výsledky pěstování cukrovky.

Omezení pěstování cukrovky v České republice po vstupu ČR do EU způsobily především přísně kontrolované kvóty výroby cukru. Situaci dále zkomplikovalo uzavření tří cukrovarů společností Eastern Sugar ČR, jejíž výrobní kvóta byla vrácena „do Bruselu“. Zbývající česká výrobní kvóta nezajišťuje současnou úroveň spotřeby cukru v ČR. Významnou novou příležitostí pro pěstitele cukrovky je program výroby palivového etanolu. Potože cukrovka ze základních plodin rostlinné výroby umožní nejvyšší produkci biolihu na 1 ha výměry, lze očekávat (a přát si) v nejbližších letech oživení a rozšíření její výroby v ČR. V 1. pololetí roku 2007 bylo v rámci původních smluv z ČR ještě exportováno 60 tis. t cukru, které bude nutno po snížení výrobní kvóty z jiných zemí opět dovézt.

Souhrn

V příspěvku je na dvou konkrétních příkladech podrobně ze široké škály metod statistické analýzy dat ukázána možnost zpracování získaných hodnot produkční funkce a výpočtem modelu faktorové analýzy. Při hodnocení výsledků produkční funkce je odvozena optimální úroveň faktorů produkci cukrovky ovlivňujících, z hlediska dosažení maximálního zisku na 1 ha na základě výpočtu ekonomického optima dávek faktorů (dávka dusíku a draslíku). Faktorová

analýza umožňuje odvodit, které faktory (tj. kvantitativní statistické znaky) ovlivňují výsledné ukazatele výroby cukrovky příznivě a které naopak nepříznivě. Pro výpočet modelu faktorové analýzy byla použita data z velkého počtu proměnných, z nichž 13 je využito pro výpočet modelu faktorové analýzy. Zpracovaná analýza umožnila odvodit, co v daných konkrétních výrobních podmínkách ovlivnilo výnosové ukazatele cukrovky příznivě (tj. X_2 dávka NKP a X_4 dávka hnoje) a co naopak nepříznivě (X_7 kalendářní týden výsevu).

Literatura

1. BRABENEC V.: *Výpočet a rozbor produkčních modelů pro hektarové výnosy plodin*. VÚSEI Praha, 1972. DT: 63:330.116.1
2. BRABENEC V.: *Uplatnění faktorové analýzy ve vybraných příkladech*. VÚSEI Praha, 1979.
3. BRABENEC V., KÁBA B., MACHÁČEK O.: Modern data processing and statistical data analysis. *Agricultural Economics*, 47, 2001 (10), s. 433–439.
4. HEADY E. O., DILLON J. L.: *Agricultural Production Functions*. The Iowa State University Press. Third printing, 1966, 667 s.
5. DUBOVICKÁ Š., GRÝGEROVÁ K.: Administrace společné organizace trhu s cukrem v hospodářském roce 2006/2007. *Listy cukrov. a řep.*, 123, 2007 (9/10), s. 265–267.
6. HEBÁK P., HUSTOPECKÝ J.: *Vícerozměrné statistické metody s aplikacemi*. SNTL, Praha, 1987.
7. PYTLARZ-KOZICKA M.: The effect of nitrogen fertilization and antifungal plant protection on sugar beet yielding. *Plant, Soil and Environment*, 50 (5), s. 232–238.

Brabec V., Pulkrábek J.: Results evaluation of sugar beet production based on statistical data analysis methods

In our article we present in detail from wide range of statistical data analysis methods possibility of processing of obtained values by use of production function and factor analysis. In production function results evaluation we derive optimal level of factors which influence sugar beet production, regarding maximum yield per 1 ha based on calculation of economically optimum doses of factors (nitrogen and potassium dose). We derive, which factors (quantitative statistical characters) favourably influence final indicators of sugar beet production and which factors influence it unfavourably. To calculate model of factor analysis we used data with high number of variables, of which 13 is used for calculation of factor analysis model. Analysis enabled us to derive, which factors influenced favourably under certain production conditions sugar beet yield indicators (X_2 dose of NKP and X_4 dose of manure) and which factors influenced it unfavourably (X_7 calendar week of sowing).

Kontaktní adresa – Contact address:

Prof. Ing. Vladimír Brabec, CSc., Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, katedra statistiky, Kamýcká 957, 165 21 Praha 6 Suchbátka, Česká republika, e-mail: brabec@pef.czu.cz



www.cukr-listy.cz