

# The analysis of economic results differences of agricultural holdings specialized in plant production in the Czech Republic

## Analýza rozdílů ekonomických výsledků zemědělských podniků zaměřených na polní výrobu v České republice

Zdeňka KROUPOVÁ<sup>1</sup> and Gabriela TRNKOVÁ<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně-ekonomická fakulta, Katedra ekonomiky, Kamýcká 129, 165 21 Praha, Česká republika.

<sup>2</sup>Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně-ekonomická fakulta, Katedra ekonomiky, Kamýcká 129, 165 21 Praha, Česká republika, \*e-mailová correspondence: trnkovag@pef.czu.cz.

### Abstract

The paper deals with the evaluation of disparities in economic performance of Czech farms focused on field production and the identification of factors that determine the differences in economic performance. The methodological tools are Gini coefficient, correlation coefficients and regression model of gross value added. Data sources are especially the Creditinfo – Firemní monitor and the State Agricultural Intervention Fund, from which the data of circa 140 farms from years 2005-2010 were obtained. The results document the high inequality of value added, which is eliminated by operating subsidies. Mentioned effect of subsidies is not fully transferred to the inequality of economic results due to different levels of cost and other business activities. In terms of the analyzed factors, the significant impacts of agricultural land, staffing and natural conditions were verified on the level of gross value added.

**Keywords:** correlation analysis, economic result, Gini coefficient, inequality, plant production, regression analysis, subsidies, value added.

### Abstrakt

Příspěvek se zabývá zhodnocením nerovnosti ekonomické výkonnosti českých podniků polní výroby a vymezením faktorů, determinujících zmíněné rozdíly v ekonomické výkonnosti. Metodickým aparátem jsou Giniho koeficient, korelační koeficienty a regresní model hrubé přidané hodnoty. Datovými zdroji jsou zejména Creditinfo – Firemní monitor a Státní zemědělský intervenční fond, ze kterých byla získána data cca 140 podniků za období let 2005-2010. Výsledky článku dokládají vysokou nerovnost účetní přidané hodnoty, která je eliminována provozními dotacemi. Zmíněný efekt dotací však není plně přesunut do nerovnosti výsledku hospodaření v důsledku rozdílné úrovně nákladů a dalších podnikových aktivit.

Z hlediska analyzovaných faktorů byl ověřen významný vliv výměry zemědělské půdy, počtu pracovníků a přírodních podmínek na úroveň hrubé přidané hodnoty.

**Klíčová slova:** dotace, Gini koeficient, korelační analýza, nerovnost, přidaná hodnota, regresní analýza, rostlinná výroba, výsledek hospodaření.

### Detailed abstract

The paper deals with the quantification and evaluation of disparities in economic performance of Czech farms focused on field production. The economic performance is measured using four indicators: value added, gross farm income, operating economic result and total economic result. The identification of significant factors, which influence the differences in economic performance, is the next goal. In particular, the influence of concentration of farm production factors, the influence of natural and climatic conditions and the influence of farming method is analyzed as well.

The main methodological tools are Gini coefficients, correlation coefficients and regression model of gross value added. Analysis in presented paper are based on non-balanced panel data of farm with specialization on field production in time period 2005 – 2010 with average representation of 140 holdings.

The Gini coefficients according Berrebi and Silber (1985) for four indicators of economic performance were quantified in the first step. The most equal distribution of followed indicators has gross farm income. In comparison to value added, the inequality of gross farm income due to operating subsidies decrease by 0,188 point of Gini coefficient in average. It is evident that operating subsidies eliminate partially differences in value added given by objective factors. However, mentioned effect of subsidies is not fully transferred to the inequality of operating and total economic results due to different levels of cost and other business activities. In the second step differences in economic performance were analyzed in relation to chosen objective factors using correlation analysis and comparison of average values of four indicators per hectare. High or medium dependence was especially confirmed between farm area and all four indicators and between labour intensity and value added and gross farm income. Lower dependence was confirmed between followed indicators and production areas with worse natural and climatic conditions. The influence of farming method has an impact only on indicator gross farm income, however the dependence between farming method and gross farm income is very low.

In the last step, regression model of gross value added was estimated. The model enables determination of average influence of inequality determinants. According the results of mentioned model, land has the most significant influence (elasticity is 0,63 %) with the twofold higher parameter then staffing (elasticity is 0,34 %). Localization of farm in production area with worse climatic and natural conditions significantly decrease the value of gross farm income as well (elasticity is 0,83 %).

**Keywords:** correlation analysis, economic result, Gini coefficient, inequality, plant production, regression analysis, subsidies, value added.

## Literární přehled

Analýza rozdílných výsledků zemědělských podniků je klíčovým problémem agrární ekonomiky a řady vědeckých publikací, např. Grznár a Szabo (2002), Beňová-Jančíková (2004), Krutina a Faltová (2005), Chrastinová (2008), Sojková, Kropková, Benda (2008), Trnková a Malá (2012). V teoretické rovině se jedná o problém důchodové disparity zemědělských podniků. Boháčková a Hrabánková (2008) uvádí, že disparity se nejčastěji sledují na úrovni mezd či dosažených výsledků zemědělských podniků, pak se hovoří o tzv. důchodové disparitě. Disparity je možné dělit na externí, vyplývající z nerovnosti mezi agrárním sektorem a jiným odvětvím či průměrem národní ekonomiky, a na interní, kdy jde o nerovnost mezi jednotlivými subjekty uvnitř agrárního sektoru.

Faktory ovlivňující rozdílnou výkonnost a efektivnost zemědělských podniků Beňová - Jančíková (2004) rozděluje je na dvě skupiny – na tvrdé a měkké faktory. Do skupiny tvrdých a zároveň lehce měřitelných faktorů řadí zmíněná autorka velikost podniku měřenou počtem pracovníků či výměrou zemědělské půdy, právní formu, výrobní zaměření, úroveň specializace či diverzifikace, přírodní podmínky a lokalizaci podniku. Mezi měkké a neměřitelné faktory řadí kvalitu managementu, styl řízení, přístup pracovníků k práci, nemateriální formy odměny atd.

Z dalších autorů, kteří analyzovali faktory diferenciaci ekonomické výkonnosti zemědělských podniků, lze uvést Chrastinovou (2008). Autorka hodnotila na základě několika ekonomických indikátorů diferenciaci 1200 slovenských zemědělských podniků v letech 2004 - 2006. Za ekonomické indikátory zvolila podnikové výkony, přidanou hodnotu, zisk či ztrátu podniku. Za rozhodující faktory, jež ovlivňují výkonnost podniku a jeho efektivnost, pak Chrastinová (2008) považuje přírodní podmínky, právní formu, úroveň koncentrace zemědělské půdy a úroveň managementu. Diferenciaci ekonomické výkonnosti podniku analyzovali rovněž Grznár a Szabo (2002), a to s ohledem na velikost hmotného investičního majetku, úroveň výrobní spotřeby, počet pracovníků a objem dotací.

V České republice se diferenciací výkonnosti zemědělských podniků zabývaly Trnková a Malá (2012), které analyzovaly nerovnost v rozdělení výsledku hospodaření s ohledem na velikost zemědělského podniku a výši získaných dotací, a to v letech 2005 – 2010. Komparací ekonomických ukazatelů českých zemědělských podniků se zabýval také Střeleček et al. (2011), který analyzoval vliv lokalizace farmy do příznivých a méně příznivých produkčních oblastí.

Předložený článek analyzuje faktory determinující ekonomickou výkonnost českých zemědělských podniků polní výroby, a to na základě čtyř ukazatelů ekonomické výkonnosti: účetní přidané hodnoty, hrubé přidané hodnoty, provozního výsledku hospodaření a výsledku hospodaření za účetní období. Cílem předloženého článku je kvantifikovat míru nerovnosti ve sledovaných ukazatelích a vymezit signifikantní faktory, jež uvedenou nerovnost determinují, včetně síly jejich vlivu.

## Materiál a metodika

Analýzy provedené v předloženém článku jsou založeny na nevyvážených panelových datech právnických osob polní výroby za období let 2005 – 2010 s průměrným zastoupením 140 podniků. Počet podniků v datovém souboru odpovídá

počtu podniků zařazených do účetní datové sítě FADN, je tedy možné konstatovat reprezentativnost výběrového vzorku.

Účetní výkazy zemědělských podniků, tvořící základ databáze, byly získány z Creditinfo -Firemní monitor. Data z účetních závěrek byla dále doplněna o objem získaných provozních dotací – tedy souhrnu přímých plateb, agroenvironmentálních plateb a plateb pro méně příznivé oblasti včetně oblastí NATURA 2000 - získaný z databáze Státního zemědělského intervenčního fondu. Na základě jednotné platby na plochu (SAPS) byla dále doplněna výměra obhospodařované půdy, a to jako podíl celkového objemu SAPS, čerpaného farmou, a sazby vyhlášené na příslušný rok. Získaný soubor dat byl dále očištěn o odlehle hodnoty, a to na základě Quantile-Quantile grafu.

Metodický aparát předloženého článku zahrnuje zejména kvantifikaci Giniho koeficientu a konstrukci a kvantifikaci modelu kategoriálních vysvětlujících proměnných. Giniho koeficient je běžně používanou mírou nerovnosti. Stuart (1954) navrhl kvantifikovat uvedenou relativní míru pomocí kovariance mezi úrovní zkoumané proměnné<sup>1</sup>  $Y = (y_1, \dots, y_n)$  a kumulativní distribuční funkcí dané proměnné  $F(Y)$  při vztupném uspořádání analyzovaných subjektů dle výše zkoumané proměnné, viz vzorec č. 1.

$$G = \frac{2cov(Y,F(Y))}{\bar{Y}} \quad (1)$$

Hodnota Giniho koeficientu kvantifikovaná výše uvedeným vzorcem leží v případě nezáporných hodnot analyzované proměnné v intervalu  $<0,1>$ . V případě výskytu záporných hodnot analyzované proměnné však výše uvedeným způsobem kvantifikovaný Giniho koeficient nadhodnocuje nerovnost a může dosáhnout dokonce hodnoty vyšší než 1 (viz Chen et al., 1982). Zmíněný problém záporné veličiny je typický pro zkoumání nerovnosti v důchodu ze zemědělské činnosti, či v rozložení výsledku hospodaření podnikatelských subjektů.

Jeho řešení navrhl Chen et al. (1982) v podobě adjustovaného Giniho koeficientu ( $G^*$ ), který později upravili Berrebi a Silber (1985):

$$G^* = \frac{\binom{2}{n} \sum_{j=1}^n j y_j^{-\frac{n+1}{n}}}{\left[1 + \binom{2}{n} \sum_{j=1}^m j y_j\right] + \binom{1}{n} \sum_{j=1}^m y_j \left[ \frac{\sum_{j=1}^m y_j}{y_{m+1}} - (1+2m) \right]} \quad (2)$$

$$y_j = \frac{Y_j}{n\bar{Y}} \quad (3)$$

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{j=1}^n Y_j}{n} > 0 \quad (4)$$

Ve vzorcích č. 2, č. 3 a č. 4 je  $n$  celkový počet zkoumaných subjektů,  $j$  značí  $j$ -tý subjekt a označuje pozici subjektu v souboru uspořádaném vztupně dle zkoumané proměnné,  $Y_j$  je hodnota zkoumané proměnné v  $j$ -tém subjektu,  $y_j$  je podíl hodnoty zkoumané proměnné  $j$ -tého subjektu na celkové hodnotě zkoumané proměnné v souboru. Dále  $m$  je počet subjektů, pro které je kumulativní součet zkoumané proměnné záporný, přičemž pro  $m+1$  je kumulativní součet zkoumané proměnné již kladný. Zmíněné platí při vztupném uspořádání subjektů dle hodnot zkoumané veličiny.

<sup>1</sup> Stuart (1954) využil Giniho koeficient k analýze příjmové nerovnosti. Zkoumanou proměnnou byl tedy v jeho pojetí příjem.

Dle Mishry et al. (2009) dosahuje při nepřítomnosti záporné hodnoty v analyzovaném souboru dat adjustovaný Giniho koeficient stejné výše jako jeho standardní verze. V případě záporné hodnoty je však  $G^* \leq G$ .

V předloženém článku byl adjustovaný Giniho koeficient kvantifikován pro proměnné: účetní přidaná hodnota, hrubá přidaná hodnota, provozní výsledek hospodaření, účetní výsledek hospodaření. Standardní vzorec (viz č. 1) byl použit pouze pro kvantifikaci míry nerovnosti v rozložení celkových dotací, jež dosahují pouze kladných hodnot.

Za účelem vymezení determinantů zjištěné nerovnosti byly dále kvantifikovány Pearsonovy korelační koeficienty mezi vysvětlovanými proměnnými účetní přidané hodnoty, hrubé přidané hodnoty, provozním výsledkem hospodaření a účetním výsledkem hospodaření a reálnými vysvětlujícími proměnnými (výměra z.p. v ha, počet pracovníků v AWU) a dále kategoriálními vysvětlujícími proměnnými v podobě lokalizace farmy do méně příznivé oblasti (DLFA), ekologického způsobu hospodaření (DEZ), lokalizace farmy do produkční oblasti kukuřičné (DKO), řepařské (DRO), bramborářské (DBO) a píceňářské (DPO). Zmíněné koeficienty byly následně testovány t-testem.

Pro vymezení diferencí způsobených výše uvedenými proměnnými byl konstruován mocinný model hrubé přidané hodnoty, viz vztah č. 5.

$$HPH_i = (\alpha_0 + \alpha_{DBO}DBO_i + \alpha_{DPO}DPO_i + \alpha_{DEZ}DEZ_i)L_i^{\beta_L}WU_i^{\beta_{WU}}e^{u_i}, \quad (5)$$

kde  $HPH_i$  je hrubá přidaná hodnota v  $i$ -tém subjektu,  $\alpha_0$  je konstanta,  $\alpha_{DBO}$ ,  $\alpha_{DPO}$ ,  $\alpha_{DEZ}$  a  $\beta_L$ ,  $\beta_{WU}$  jsou regresní koeficienty,  $DBO_i$  je dummy proměnná lokalizace farmy do bramborářské produkční oblasti ( $DBO = 1$ , nachází-li se farmy v bramborářské oblasti), obdobně  $DPO_i$  je dummy proměnná lokalizace farmy do píceňářské produkční oblasti a  $DEZ_i$  je dummy proměnná, charakterizující ekologický způsob hospodaření ( $DEZ = 1$ ),  $L_i$  je hektarová výměra  $i$ -té farmy,  $WU_i$  je počet pracovníků a  $u_i$  je náhodná složka modelu.

Využití kategoriálních proměnných snížilo variabilitu panelových dat. Dummy proměnné jednotlivých podniků nabývaly ve všech sledovaných letech shodné hodnoty, proto byl ke kvantifikaci výše uvedeného modelu využit pouze průřezový soubor 130 podniků z roku 2009.

Kvantifikace linearizovaného modelu byla provedena běžnou metodou nejmenších čtverců. Statistická významnost odhadnutých parametrů byla testována t-testem. Shoda odhadnutého modelu s daty, měřená koeficientem determinace, byla testována F-testem. Normalita rozdělení náhodné složky byla testována Jarque-Bera testem. Blíže k uvedeným testům Cipra (2008). Dále byla testována homoskedasticita náhodných složek modelu, a to Whitovým testem (Gujarati, 2003). Porušení předpokladu homoskedasticity bylo napravováno robustním (jackknife heteroscedasticity-consistent) odhadem kovarianční matice. Správnost specifikace modelu z hlediska nezahrnutí podstatné proměnné byla testována pomocí Durbin-Watsonova testu (Hančlová, 2012).

Pro kvantifikaci a testování korelačních koeficientů byl využit statistický software SPSS, verze 20. Model hrubé přidané hodnoty byl kvantifikován a verifikován ekonometrickým softwarem OxMetrics, verze 5.0.

## Výsledky

Podniky polní výroby vykazují ve sledovaném období značné rozdíly ve vybraných ekonomických ukazatelích, viz tabulka 1. Z ukazatelů charakterizujících ekonomický efekt hospodaření vykazuje nejvíce nerovnoměrnou distribuci výsledků hospodaření za účetní období s průměrnou hodnotou Giniho koeficientu 0,839 bodů, naopak nejnižší hodnotu nerovnosti vykazuje ukazatel hrubá přidaná hodnota (0,612 bodů Giniho koeficientu). Oproti účetní přidané hodnotě tak nerovnost ekonomické výkonnosti v důsledku provozních dotací průměrně klesá o 0,188 bodů Giniho koeficientu. Provozní dotace tak částečně eliminují rozdíly v ekonomické výkonnosti dané objektivními faktory. Jak je však patrné z hodnot Giniho koeficientu provozního výsledku hospodaření a výsledku hospodaření za účetní období, tento efekt dotací není přeléván do nerovnosti výsledků hospodaření podniků.

Tabulka 1. Giniho koeficienty  
Table 1. Gini coefficients

	PH	DC	HPH	PVH	HVUO
2005	0.8235	0.5610	0.6950	0.8902	0.8778
2006	0.8758	0.4826	0.6153	0.8858	0.8871
2007	0.6812	0.4515	0.5469	0.6536	0.6722
2008	0.7361	0.4663	0.5867	0.7784	0.8149
2009	0.9264	0.4662	0.6488	0.9118	0.9550
2010	0.7577	0.4767	0.5797	0.7831	0.8318
Průměr (Average)	0.8001	0.4840	0.6121	0.8171	0.8398

Zdroj: Vlastní zpracování  
Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result).

Nerovnost provozního výsledku hospodaření, dosahující průměrné výše 0,817 bodů Giniho koeficientu, je pak ovlivněna nejen rozdíly v hrubé přidané hodnotě, ale rovněž rozdíly ve vynakládání dalších provozních nákladů. Z průměrných hodnot Giniho koeficientu pro účetní a hrubou přidanou hodnotu a pro provozní výsledek hospodaření je patrné, že zmíněná kategorie nákladů plně eliminuje vliv dotací na vyrovnání ekonomické výkonnosti zemědělských podniků.

Vysoká hodnota nerovnosti hospodářského výsledku za účetní období je pak determinována také schopností podniků financovat své provozní a investiční aktivity. Zejména vysoká hodnota zadluženosti některých zemědělských podniků vyvolává rozdílné finanční náklady, které pak ovlivňují hodnotu výsledku hospodaření za účetní období.

V průběhu sledovaných let došlo k poklesu hodnoty Giniho koeficientu pro všechny analyzované ukazatele. Nejvýznamněji poklesla hodnota Giniho koeficientu pro ukazatel hrubé přidané hodnoty. S ohledem na vývoj účetní přidané hodnoty, je možné konstatovat, že dotace stále větší měrou plní funkci redistribučního nástroje a přispívají ke snižování diferencí v dosažené přidané hodnotě.

Disparity v ekonomických výsledcích podniků, prokázané v tabulce 1, byly dále šetřeny ve vztahu k vybraným objektivním faktorům za pomoci Pearsonova korelačního koeficientu a průměrných hodnot v přepočtu na hektar. Tyto faktory se

týkají koncentrace produkčních faktorů (tab. 2 a 3), přírodních a klimatických podmínek (tab. 4 a 5) a způsobu hospodaření (tab. 6).

Tabulky 2 a 3 dokumentují rozdíly vybraných ukazatelů vzhledem ke koncentraci produkčních faktorů – půdy a práce. Párový korelační koeficient všech sledovaných ukazatelů a produkčních faktorů je statisticky významný na hladině  $\alpha = 0,05$ . Vztah obou produkčních faktorů k účetní přidané hodnotě a hrubé přidané hodnotě je možné charakterizovat pozitivní závislostí.

Tabulka 2. Rozdíly ve vybraných ukazatelích v závislosti na výměře zemědělského podniku

Table 2. Differences in chosen indicators depending on farm area

Ukazatel (Indicator)	Průměrná hodnota v tis. Kč*ha <sup>-1</sup> (Average value in thousand CZK*he <sup>-1</sup> )				Korelační koeficient výměry z.p. (Correlation coefficient of agricultural land)
	< 500 ha	501 - 1000	1001 - 2000	> 2000	
PH	7.9	4.8	8.0	5.9	0,427**
HPH	12.7	10.0	13.4	11.1	0,622**
PVH	3.9	3.4	3.5	2.6	0,408**
HVUO	2.7	2.7	2.9	1.5	0,347**

Zdroj: Vlastní zpracování

Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result).

Z komparace rozdílů mezi průměrnou přidanou hodnotou u podniků s intenzitou nad a pod 2 AWU\*ha<sup>-1</sup> je patrný signifikantní vliv pracovní síly na tvorbu přidané hodnoty. V uvedené souvislosti je však nezbytné konstatovat, že přidaná hodnota nemusela být vytvořena pouze pěstováním polních plodin. Na její výši mají vliv i jiné aktivity podniku spojené s polní výrobou, např. následná úprava či zpracování komodit, jakožto i jiné vedlejší činnosti podniku, které je třeba zabezpečit dodatečnými pracovníky. Vztah přidané hodnoty k počtu pracovníků tak může vykazovat vyšší hodnotu závislosti než k výměře zemědělské půdy.

Vysoká hodnota párového korelačního koeficientu pro hrubou přidanou hodnotu a výměru zemědělské půdy je dána skutečností, že většina plateb provozního charakteru je vyplácena na plochu zemědělské půdy. Na druhou stranu nejvyššího rozdílu mezi průměrnou výší hrubé přidané hodnoty a účetní přidané hodnoty v přepočtu na hektar obhospodařované půdy je dosaženo u podniků s výměrou od 501 do 1000 ha. V uvedené kategorii způsobují dotace více než dvojnásobné zvýšení ekonomické výkonnosti podniku, zatímco v kategorii největších podniků je toto zvýšení v úrovni 88 %. Uvedená skutečnost naznačuje vyšší angažovanost střední kategorie podniků v získávání dotací, které jim pak umožňují dosáhnout vyššího zisku z hektaru, než v případě největších podniků, u nichž působí naopak větší měrou úspory z rozsahu.

Tabulka 3. Rozdíly ve vybraných ukazatelích v závislosti na intenzitě práce  
Table 3. Differences in chosen indicators depending on labour intensity

Ukazatel (Indicator)	Průměrná hodnota v tis. Kč*ha <sup>-1</sup> (Average value in thousand CZK*ha <sup>-1</sup> )		Korelační koeficient počtu pracovníků (Correlation coefficient of number workers)
	< 2AWU*ha <sup>-1</sup>	> 2AWU*ha <sup>-1</sup>	
PH	3.5	13.7	0,864**
HPH	8.4	19.1	0,883**
PVH	3.1	4.6	0,372**
HVUO	2.3	3.4	0,318**

Zdroj: Vlastní zpracování  
Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result).

Vztah obou produkčních faktorů k výsledkům hospodaření je charakterizován středně silnou závislostí. Nižší hodnota korelace mezi sledovanými faktory a výsledkem hospodaření za účetní období je důsledkem determinace výsledku hospodaření nejen produkční schopností podniku a efektivností vynakládaných nákladů v provozní oblasti, ale rovněž schopností financovat podnikové aktivity, případně jinými mimořádnými událostmi.

Tabulky 4 a 5 dokumentují vztah sledovaných ukazatelů k přírodním a klimatickým podmínkám, které jsou vyjádřeny prostřednictvím výrobní oblasti a zařazení podniku do LFA.

Tabulka 4. Rozdíly ve vybraných ukazatelích v závislosti na výrobní oblasti  
Table 4. Differences in chosen indicators depending on production area

Ukazatel (Indicator)	Průměrná hodnota v tis. Kč*ha <sup>-1</sup> (Average value in thousand CZK*ha <sup>-1</sup> )					Korelační koeficient dummy proměnné dané výrobní oblasti (Correlation coefficient of dummy production area)			
	DKO	DRO	obilnářská = základ	DBO	DPO	DKO	DRO	DBO	DPO
PH	8.0	8.9	6.5	1.5	0.5	0,073*	0.026	-0,149**	-0,091**
HPH	13.5	13.8	11.3	6.6	6.0	0.062	0.008	-0,145**	-0,08*
PVH	3.5	4.6	4.1	0.4	1.4	-0.006	0,077*	-0,154**	-0,088*
HVUO	2.4	3.7	3.0	0.1	0.7	-0.014	0,103**	-0,151**	-0,076*

Zdroj: Vlastní zpracování  
Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result), DKO - kukuřičná produkční oblast (production area 1), DRO je řepařská produkční oblast (production area 2), DBO je bramborářská produkční oblast (production area 3), DPO je píceňářská produkční oblast (production area 4).

Tabulka 5. Rozdíly ve vybraných ukazatelích v závislosti na LFA  
Table 5. Differences in chosen indicators depending on LFA area

Ukazatel (Indicator)	Průměrná hodnota v tis. Kč*ha-1 (Average value in thousand CZK*he <sup>-1</sup> )		Korelační koeficient dummy proměnné LFA (DLFA) (Correlation coefficient of dummy LFA)
	LFA	NON-LFA	
PH	2.1	7.6	-0,037
HPH	9.0	12.4	0,035
PVH	1.4	4.0	-0,089**
HVUO	0.9	3.0	-0,107**

Zdroj: Vlastní zpracování  
Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result).

Párový korelační koeficient sledovaných ukazatelů a dummy proměnné výrobní oblasti je statisticky významný pouze pro produkční oblasti s horšími podmínkami – bramborářskou a pícninářskou. Komparace průměrných hodnot analyzovaných ukazatelů ukazuje, že podniky v bramborářské produkční oblasti dosahují o 77 % nižší účetní přidané hodnoty, o 42 % nižší hrubé přidané hodnoty a dokonce o 97 % nižší výsledek hospodaření za účetní období než podniky lokalizované do obilnářské produkční oblasti. V případě pícninářské produkční oblasti je pokles účetní přidané hodnoty ještě výraznější, a to o 92 % vůči obilnářské oblasti. Na druhou stranu tento pokles není plně přenesen do výsledku hospodaření, neboť zde vykazuje průměrná hodnota snížení jen o 77 % v porovnání s průměrným výsledkem obilnářské oblasti. Mezi sledovanými ukazateli a těmito dvěma oblastmi existuje negativní závislost, kterou je však možné označit za velmi slabou. Je nutné zdůraznit, že jsou analyzovány podniky polní výroby, u kterých se předpokládá lokalizace do produktivnějších oblastí. Z celkového počtu sledovaných podniků v roce 2009 hospodařilo v bramborářské a pícninářské oblasti pouze 16 % podniků. Převažujících 84 % podniků hospodařilo ve zbylých třech oblastech, kde rozdíly v dosažených ekonomických výsledcích nejsou značné.

Tabulka 5 srovnává průměrné hodnoty ukazatelů v LFA a v oblastech příznivých (NON-LFA). Je patrné, že podniky hospodařící v LFA vykazují průměrně jen 28% výše účetní přidané hodnoty farem v příznivé produkční oblasti. Dotace pro LFA však tuto nerovnost účinně eliminují. Průměrná výše hrubé přidané hodnoty podniků v LFA je již na úrovni 73 % hrubé přidané hodnoty podniků v NON-LFA. Statisticky významný vliv lokalizace farmy do LFA byl však prokázán jen u sledovaných výsledků hospodaření, do kterých však vliv dotace není plně přesunut. Podniky lokalizované do LFA vykazují průměrně o 65 % nižší provozní výsledek hospodaření a o 70 % nižší výsledek hospodaření za účetní období. Příčinou uvedené skutečnosti může být jak nedostatečná výše dotační sazby, která neumožňuje krýt další nutné náklady hospodaření v méně příznivé oblasti, tak nevhodnost v dalších provozních činnostech vedoucí k příliš vysokým ostatním provozním nákladům.

Tabulka 6 uvádí vybrané ukazatele ekonomické výkonnosti ve vztahu ke způsobu hospodaření. Je patrné, že podniky hospodařící ekologicky dosahují vyšší přidané hodnoty z hektaru než podniky hospodařící konvenčně a dosahují vyšších hodnot výsledků hospodaření. Hodnoty korelačního koeficientu však indikují nízkou závislost mezi analyzovanými ukazateli a ekologickým způsobem hospodaření. Zmíněná závislost je statisticky významná na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  pouze u hrubé

přidané hodnoty, což je důsledek specifické dotační podpory ekologického zemědělství, jež se v hodnotě zmíněného ukazatele projevuje. V rámci ukazatele účetní přidaná hodnota přesahují ekologicky hospodařící subjekty konvenční o 64 % v průměru. Lze předpokládat, že uvedené je důsledkem vyšších výkupních cen certifikovaných bioproduktů. Dotace na podporu ekologického zemědělství by uvedený rozdíl měly dále prohlubovat, pokles difference v průměrné výši hrubé přidané hodnoty ekologických a konvenčních podniků však uvedený předpoklad vyvrací. Konvenčně hospodařící podniky dosahují 88 % průměrné výše hrubé přidané hodnoty ekologických podniků. Konvenčně hospodařící podniky tak vykazují vyšší potenciál využití veškerých dostupných dotačních titulů, zatímco specifická podpora ekologických subjektů snižuje jejich úsilí o získání dalších dotačních zdrojů.

Zmíněný rozdíl je pak přesunut i do diferencí v provozním výsledku hospodaření, kde konvenční podniky průměrně dosahují 85 % průměru ekologických podniků, a ve výsledku hospodaření za účetní období (86 %).

Tabulka 6. Rozdíly ve vybraných ukazatelích v závislosti na způsobu hospodaření  
Table 6. Differences in chosen indicators depending on farming method

Ukazatel (Indicator)	Průměrná hodnota v tis. Kč*ha <sup>-1</sup> (Average value in thousand CZK*he <sup>-1</sup> )		Korelační koeficient dummy proměnné ekologického zemědělství (DEZ) (Correlation coefficient of dummy organic farming)
	Konvenční zemědělství (Conventional farming)	Ekologické zemědělství (Organic farming)	
PH	5.3	8.7	-0,001
HPH	11.2	12.8	0,112**
PVH	3.3	3.9	0,069*
HVUO	2.5	2.9	0,052

Zdroj: Vlastní zpracování  
Source: Own elaboration

Vysvětlivky (Notes): PH - účetní přidaná hodnota (value added), HPH - hrubá přidaná hodnota (gross farm income), PVH - provozní výsledek hospodaření (operating economic result), HVUO - hospodářský výsledek za účetní období (total economic result).

Korelační analýza byla základem pro kvantifikaci modelu hrubé přidané hodnoty, jenž umožňuje vymežit průměrný vliv hodnocených determinant nerovnosti. Z tabulky 7 je patrné, že statisticky významný vliv nebyl prokázán u dummy proměnné lokalizace farmy do pícninářské produkční oblasti a u dummy proměnné ekologického způsobu hospodaření. Parametry ostatních proměnných jsou na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  statisticky významné. Odhadnutý model se z 69 % shoduje s daty, a to s 99% pravděpodobností, náhodné složky mají normální rozdělení.

Tabulka 7. Výsledky odhadu linearizovaného modelu hrubé přidané hodnoty  
Table 7. Estimation results of linearized model of gross farm income

	Parametr	SE	JHCSE	t-JHCSE	p-hodnota
Const.	3.5298	0.6596	0.9094	3.8800	0.0002
WU	0.3428	0.0629	0.0947	3.6200	0.0005
L	0.6338	0.1111	0.1609	3.9400	0.0002
DBO	-0.8327	0.2483	0.3798	-2.1900	0.0310
DPO	-0.2303	0.2713	0.2294	-1.0000	0.3180
DEZ	0.1415	0.1608	0.1637	0.8640	0.3898
Součet čtverců	38.94				
R <sup>2</sup>	0.69				
F [5, 89]	39.16				0.0000
Normalita Chi <sup>2</sup> [2]	4.38				0.1118
DW	2.16				
Heteroskedasticita Chi <sup>2</sup> [7, 79]	2.36				0.0307

Zdroj: Vlastní zpracování

Source: Own elaboration

Vysvětlivky: SE – standardní chyba odhadu (standard mean error), JHCSE – Jack-knife heteroskedasticity consistent standard errors, DW - Durbin-Watsonův test (Durbin-Watson test)

Z komparace vlivu reálných proměnných je patrná pružnější reakce hrubé přidané hodnoty na změny výrobního faktoru půda. Procentní nárůst počtu pracovníků implikuje nárůst hrubé přidané hodnoty o 0,34%, zatímco procentní zvýšení hektarové výměry vede k růstu hrubé přidané hodnoty o 0,63%. Ekonomická výkonnost podniků polní výroby se tak jeví jako odvislá od využití výrobního faktoru půda, a to nejen z pohledu produkční schopnosti, ale rovněž z hlediska objemu získaných dotačních prostředků, které jsou ve velké míře vázány na obhospodařovanou půdu.

Téměř dvojnásobně pružnější reakce hrubé přidané hodnoty na zvýšení hektarové výměry než na nárůst počtu pracovníků však může poukazovat i na vysokou mechanizaci tohoto odvětví a schopnost zvyšování produktivity práce.

Z hlediska nerovnosti v rozdělení hrubé přidané hodnoty je pak patrné, že vysoké rozdíly v hektarové výměře budou implikovat zvyšující se diferenciaci hrubé přidané hodnoty, a to jak v důsledku růstu produkce a následných tržeb, tak v důsledku růstu dotačních prostředků.

Na výši hrubé přidané hodnoty má dále významný vliv lokalizace farmy do bramborářské produkční oblasti. Zmíněná lokalizace snižuje o 57 % průměrně dosaženou hrubou přidanou hodnotu podniku, a to při shodné výměře zemědělské půdy a stejném počtu pracovníků. Jak již bylo zmíněno výše, zastoupení podniků polní výroby v této oblasti však není výrazné. Zbývající dummy proměnné, lokalizace farmy do pícninářské produkční oblasti a využití ekologického způsobu hospodaření, nemají statisticky významné parametry, přesto směr jejich působení odpovídá výše uvedeným výsledkům o poklesu hrubé přidané hodnoty v důsledku hospodaření v pícninářské produkční oblasti a růstu hrubé přidané hodnoty při aplikaci ekologického systému hospodaření. Přejít na ekologický způsob hospodaření tak podnikům v horších produkčních podmínkách může přispět k zvýšení jejich ekonomické výkonnosti, a to například u farem v bramborářské produkční oblasti o 15 %. Uvedené je však založeno na předpokladu zachování stávající výše dotační podpory ekologicky hospodařících subjektů.

## Diskuse

Předložený článek identifikoval vysokou nerovnost v ekonomických výsledcích zemědělských podniků polní výroby s mírnou klesající tendencí v analyzovaném období let 2005-2010. K obdobným závěrům dochází rovněž výzkum von Witzke a Noleppa (2006), kteří analyzovali nerovnost ekonomických výsledků německých zemědělských podniků. Ekonomickou diferenciaci zemědělských podniků, a to na příkladu Slovenska, dokládá rovněž výzkum Chrastinové (2008), dle které rovněž nedochází k výraznějšímu vyrovnání výsledků.

Chrastinová (2008) analyzovala nerovnost mezi méně příznivými oblastmi a oblastmi příznivými. Její výsledky dokládají 2,8x vyšší úroveň účetní přidané hodnoty na hektar v produkčních oblastech Slovenské republiky. Předložený článek poukazuje na vyšší diferenciaci českých podniků polní výroby, u nichž účetní přidaná hodnota v produkčních oblastech je průměrně 3,6x vyšší než v oblastech LFA. Zmíněný rozdíl je však způsoben zvoleným výrobním zaměřením. Lze předpokládat, že v případě živočišné výroby bude tento rozdíl značně eliminován, což sníží i rozdíl celého odvětví. Beňová-Jančíková (2004) již však analyzuje rozdíly pouze v dosaženém výsledku hospodaření a to ve dvou, z hlediska produkčních podmínek odlišných, regionech. Dochází k závěru, že neexistuje u sledovaných podniků pozitivní korelace mezi ziskem a dobrými klimatickými a půdními podmínkami. Podniky hospodařící v horší oblasti dosáhly lepších výsledků v přepočtu na podnik i hektar než podniky hospodařící v lepších produkčních podmínkách.

Chrastinová (2008) dále uvádí, že zisk zemědělských podniků v produkčních oblastech byl zejména vyvolán vyšší úrovní tržeb z prodeje produktů a služeb, zatímco v méně produkčních oblastech byl patrný vyšší podíl dotací. Obdobně dokládá rovněž předložený článek. Dotace LFA významnou měrou přispívají k eliminaci rozdílů v účetní přidané hodnotě, nicméně jejich redistribuční efekt není plně přeléván do vyrovnání výsledku hospodaření. Kladný, ale nízký vliv, dotací LFA na vyrovnání účetního výsledku hospodaření dokládá rovněž předešlý výzkum Trnkové a Malé (2012).

Kromě lokalizace farem do horších produkčních podmínek vymezil přeložený článek i další faktory determinující rozdílnost ekonomické výkonnosti zemědělských podniků polní výroby. Mezi uvedené faktory patří zejména výměra obhospodařené půdy, jejíž vliv na nerovnost výsledku hospodaření za účetní období dokládá také výzkum Trnkové a Malé (2012) či výzkum Chrastinové a Burianové (2012). Chrastinová a Buriánová (2012) dochází k závěru, že nejvyšší úroveň ekonomických výsledků v přepočtu na hektar bylo dosaženo u podniků s menší výměrou zemědělské půdy (do 100 ha), jejich výzkum však nebyl primárně orientován na podniky polní výroby. Rovněž z předloženého článku je patrné, že nejnižší úroveň výsledků hospodaření bylo dosaženo u podniků s výměrou zemědělské půdy nad 2 000 hektarů.

## Závěr

České podniky polní výroby se vyznačují vysokou diferenciací ekonomické výkonnosti. Nerovnost jejich ekonomických výsledků pramení jak z rozdílné produkční schopnosti, jež vyúsťuje v diferenciaci účetní přidané hodnoty, tak z rozdílných finančních i mimoprodukčních aktivit. Na diferenciaci produkční schopnosti významnou měrou působí objektivní faktory, jako je velikost zemědělského podniku, daná hektarovou výměrou, počet pracovníků, či přírodní

podmínky. Výměra zemědělského podniku byla identifikována jako nejvýznamnější determinanta výše hrubé přidané hodnoty a vzniklé nerovnosti. Vliv zemědělské půdy je však ovlivněn dotační politikou, neboť řada dotací vykazuje silnou vazbu na velikost obhospodařované půdy, což nadhodnocuje její vliv na úroveň hrubé přidané hodnoty a může vést i k plýtvání s tímto výrobním faktorem. Dotace provozního charakteru eliminují rozdíly v dosažené přidané hodnotě mezi podniky. Avšak zmíněný efekt se dále nepřelévá do odstranění nerovnosti v provozním a celkovém výsledku hospodaření zemědělských podniků, přestože se dotace významnou měrou podílí na výši obou těchto ukazatelů, a tedy i na rentabilitě zemědělského podnikání.

## Použitá literatura

1. Beňová Jančíková, V. (2004) Influence of selected economic differentiation factors on successfulness of fading enterprises. *Agricultural Economics*, 50 (12), 561 – 566.
2. Berrebi, Z. M., Silber, J. (1985) The Gini Coefficient and Negative Income: A Comment. *Oxford Economic Papers*, 347 (3), 525-526.
3. Boháčková, I., Hrabánková, M. (2008) Income disparity of Czech agriculture – selected aspects. *Agricultural Economics*, 54 (5), 209 – 216.
4. Cípra, T. (2008) Finanční ekonometrie. 1. vyd. Ekopress, s.r.o., Praha.
5. Grznár, M., Szabo, L. (2002) Niektoré faktory úspešnosti agrárnych podnikov v SR. *Agricultural Economics*, 48 (2), 367–371.
6. Chen, Ch.-N., Tsaur, T.-W., Rhai, T.-S., (1982) The Gini Coefficient and Negative Income. *Oxford Economic Papers*, 34 (3), 473-478.
7. Gujarati, D., N. (2003) Basic Econometrics. 4. vyd. McGraw-Hill, New York.
8. Hančlová, J. (2012) Ekonometrické modelování. 1. vyd. Professional Publishing, Praha.
9. Chrastinová, Z. (2008) Economic differentiation in Slovak agriculture. *Agricultural Economics*, 54 (11), 536–545.
10. Chrastinová, Z., Buriánová, V. (2012) Economic efficiency of Slovak agriculture and its commodity sectors. *Agricultural Economics*, 58 (2), 92–99.
11. Krutina, V., Faltová Leitmanová, I., (2005) Determinants of economic results of the selected agricultural enterprises in mountain and sub-mountain areas in South Bohemia. *Agricultural Economics*, 51 (3), 117–122.
12. Sojková, Z., Kropková, Z., Benda, V. (2008) Slovak agricultural farms in different regions - comparison of efficiency. *Agricultural Economics*, 54 (4), 158 – 165.
13. Stuart, A., (1954) The Correlation Between Variate-Values and Ranks in Sample from a Continuous Distribution. *British Journal of Statistical Psychology*, 7, 37 - 44. ISSN: 2044-8317.
14. Střeleček, F., Losová, J., Zdeněk, R. (2011) Economic results of agricultural enterprises in 2009. *Agricultural Economics*, 57 (3), 103 – 117.
15. Trnková, G., Malá, Z. (2012) Analysis of distribution impact of subsidies within the Common Agricultural Policy on field production businesses in the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LX (7), 415 – 424.
16. Von Witzke, H., Noleppa, S. (2006) Distributive Effects of Direct Payments in German Agriculture under the New Common Agricultural Policy of the European Union [online]. Available at: [http://www.agrar.hu-berlin.de/fakultaet/departments/daoe/ihe/Veroeff/GMF\\_fi nal\\_Engl\\_Distr.pdf](http://www.agrar.hu-berlin.de/fakultaet/departments/daoe/ihe/Veroeff/GMF_fi nal_Engl_Distr.pdf) [Accessed 10.November 2012].