

Analýza nerovnoměrnosti rozdělení hrubé přidané hodnoty podniků polní výroby

Zdeňka Malá, Gabriela Trnková

Abstrakt: *Cílem příspěvku je zhodnocení nerovnosti hrubé přidané hodnoty podniků polní výroby, včetně vymezení determinantů, které zmíněnou nerovnost vyvolávají, či naopak eliminují. Naplnění uvedeného cíle je založeno na kvantifikaci a dekompozici Giniho koeficientu a na kvantifikaci modelu náhodných efektů. Panelová data pochází z databáze Creditinfo a z databáze Státního zemědělského intervenčního fondu a reprezentují hospodaření cca 140 podniků polní výroby v letech 2005-2010. Výsledky příspěvku dokládají nerovnost hrubé přidané hodnoty, která je dána zejména rozdílnou velikostí podniku a rozdílnými přírodními podmínkami, v nichž podnik hospodaří. Nerovnost je eliminována zejména důchodovými dotacemi, nižší měrou jí odstraňují rovněž agroenvironmentální dotace.*

Klíčová slova: Rostlinná výroba · Hrubá přidaná hodnota · Dotace · Účetní přidaná hodnota · Nerovnost · Giniho koeficient · Dekompozice · Ekonometrický model

JEL Classification: Q18 · Q12 · D30

1 Úvod a literární přehled

Analýza nerovnoměrné distribuce ekonomických výsledků zemědělských podniků či příjmu zemědělských domácností je klíčovým problémem agrární ekonomiky, jež řeší řada autorů např. Von Witzke & Noleppa (2006), Chrastinová, (2009), Trnková & Malá (2012). Mnoho publikací v uvedené souvislosti analyzuje vliv zemědělské politiky a jejích nástrojů na zmíněnou nerovnost, viz Allanson (2006), Allanson & Rocchi, (2008), Keeney (2000), Schmid, Hofreither & Sinabell (2006), von Witzke (1984), von Witzke & Noleppa, (2006) Mishra et al. (2009). Přestože tvůrci politiky zasahují do odvětví zemědělství za účelem dosažení celé řady socioekonomických cílů, uvedené publikace dokládají, že snaha o ovlivnění výše příjmu a jeho distribuci je jedním z nejdůležitějších.

Například Kaditi & Nitsi (2011) zkoumali za pomoci Giniho koeficientu a jeho vertikální i horizontální dekompozice dle Lermana & Yitzhakiho (1985) distribuční dopady reforem Společné zemědělské politiky na příjem farem v Řecku. Pomocí vertikální dekompozice rozdělili celkový příjem na příjem z dotací a příjem generovaný trhem, podobně jako von Witzke & Noleppa (2006), Keeney (2000) či Mishra, El-Osta & Gillespie (2009). Kaditi & Nitsi (2011) přitom dospěli k závěru, že se v roce 2007 dotace z 15 % až 34,2 % podílely na celkovém příjmu řeckých farem, v závislosti na regionu, a přispěly ve všech regionech ke snížení příjmové nerovnosti. Z hlediska jednotlivých reforem Společné zemědělské politiky se nejvíce pozitivně projevila reforma spojená s přijetím Agendy 2000. I většina ostatních autorů dochází k závěru, že dotace snižují nerovnost v rozdělení příjmu, viz Allanson (2006), Keeney (2000), Mishra El-Osta & Gillespie (2009), Moreddu (2011).

Převážná část publikací v uvedené oblasti analyzuje dopad dotací na příjem zemědělských domácností, ale například von Witzke & Noleppa (2006) zkoumali dopad dotací na zisk německých

Ing. Zdeňka Malá, Ph.D., Ing. Gabriela Trnková, Ph.D.

Česká zemědělská univerzita v Praze, Katedra ekonomiky, Provozně-ekonomická fakulta Kamýcká 129, Praha 6, Česká republika, e-mail: trnkovag@pef.czu.cz

podniků právnických osob za využití dat z databáze FADN. Efekt zemědělského hospodaření lze vyjádřit i ukazatelem hrubé přidané hodnoty (HPH), který představuje sumu celkové zemědělské produkce a provozních dotací po odpočtu výrobní spotřeby a daní. Charakterizuje tak velikost zdrojů na pokrytí výrobních faktorů. Velikost hrubé přidané hodnoty zásadně determinuje výši podnikatelského přebytku. Podstatnou součástí hrubé přidané hodnoty jsou tedy dotace provozního charakteru, které představují odměnu za poskytování veřejných statků a podporu příjmu. Ukazatel hrubé přidané hodnoty je tak možné, podobně jako příjem, dekomponovat na hodnotu vytvořenou podnikem a na dotace. Tento ukazatel, jako míru výkonnosti zemědělských podniků, používá řada autorů, např. Podrutzsik, Hubbard, Keszthelyi & Hubbard (2008), Štolbová & Hlavsa (2008).

Dopadem dotací, konkrétně plateb v méně příznivých oblastech, na ekonomické výsledky zemědělských podniků se v České Republice zabývají např. Štolbová & Hlavsa (2008). Jako ukazatel ekonomických výsledků zemědělských podniků využívají právě ukazatele hrubá přidaná hodnota. Ve svém článku se však již nezabývají vlivem dotací na nerovnost hrubé přidané hodnoty či jiného ukazatele ekonomických výsledků. Trnková & Malá (2012) analyzovaly nerovnost ekonomické výkonnosti českých zemědělských podniků, včetně dopadu dotací. Ekonomická výkonnost byla měřena za pomoci výsledku hospodaření. Jejich výsledky dokládají vysokou nerovnost výsledku hospodaření za účetní období, která je však jen nepatrně snižována dotační politikou.

Hlavním cílem tohoto článku je analyzovat vývoj a současný stav nerovnosti v rozdělení hrubé přidané hodnoty zemědělských podniků rostlinné výroby v období 2005 – 2010. Ve srovnání s předchozím výzkumem bude dále provedena dekompozice Giniho koeficientu hrubé přidané hodnoty na dotace a účetní přidanou hodnotu a tím tak kvantifikován vliv těchto složek na celkovou nerovnost. Rovněž budou determinovány faktory, které ovlivňují samotnou velikost účetní přidané hodnoty.

2 Materiál a metodika

Základním metodickým aparátem tohoto článku je kvantifikace Giniho koeficientu, který je běžně používanou mírou nerovnosti ve výzkumech, zabývajících se příjmovou nerovností ve společnosti. Stuart (1954) navrhl kvantifikovat uvedenou relativní míru pomocí kovariance mezi příjmovou úrovní $Y = (y_1, \dots, y_n)$ a kumulativní distribuční funkcí příjmu $F(Y)$ při vzestupném uspořádání domácností dle výše jejich příjmu, viz vzorec 1.

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

Giniho koeficient kvantifikovaný výše uvedeným vzorcem nabývá pro nezáporný příjem hodnoty v intervalu $<0,1>$. V případě výskytu záporného příjmu v analyzovaném datovém souboru však Giniho koeficient kvantifikovaný pomocí vzorce 1 nadhodnocuje nerovnost a může dosáhnout dokonce hodnoty vyšší než 1 (viz Chen, Tsaur & Rhai, 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, Tsaur & Rhai (1982) v podobě adjustovaného Giniho koeficientu (G^*), který později upravili Berrebi & Silber (1985):

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

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

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

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

Dle Mishry, El-Osta & Gillespie (2009) dosahuje při nepřítomnosti záporné veličiny v analyzovaném souboru dat adjustovaný Giniho koeficient stejné hodnoty jako jeho standardní verze. V případě záporné veličiny je $G^* \leq G$.

Mishra, El-Osta & Gillespie (2009) dále poukazuje na nevýhody adjustovaného Giniho koeficientu, kterými jsou nemožnost dekompozice nerovnosti dle komponent příslušné veličiny (např. druhů příjmů, tržeb, nákladů) a s tím spojená problematická kalkulace elasticit nerovnosti, jež měří dopad relativní změny komponenty zkoumané veličiny na nerovnost.

Z výše uvedeného důvodu navrhuji von Witzke & Noleppa (2006) nahradit záporné hodnoty v analyzovaném souboru dat nulou a namísto adjustovaného Giniho koeficientu použít klasickou verzi, kterou lze dále dekomponovat dle postupu Lermana & Yitzhakiho (1985). Zmínění autoři vyjadřují Giniho koeficient následovně:

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k. \quad (5)$$

Výše uvedený výraz může být detailněji rozepsán jako:

$$G = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]} \right) \left(\frac{2}{\bar{Y}_k} \text{cov}[Y_k, F(Y_k)] \right) \left(\frac{\bar{Y}_k}{\bar{Y}} \right), \quad (6)$$

kde: S_k představuje podíl komponenty k na zkoumané veličině, neboli podíl např. průměrného příjmu ze zdroje $\bar{Y}_k$ na celkovém průměrném příjmu $\bar{Y}$, G_k je Giniho koeficient měřící nerovnost v distribuci komponenty k , R_k je „Giniho korelační koeficient“ mezi komponentou k a zkoumanou veličinou Y , jenž je definován jako:

$$R_k = \frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]}, \quad (7)$$

přičemž $-1 \leq R_k \leq 1$. $G_k R_k$ je nazýváno pseudo-Gini koeficient příjmového zdroje $k - G_k^l$.

Stark, Taylor & Yitzhaki (1986) uvádějí, že vliv určité komponenty na nerovnost zkoumané veličiny závisí na tom:

- jak významný je podíl dané komponenty ve zkoumané veličině (S_k);
- jak rovnoměrně či nerovnoměrně je distribuována daná komponenta (G_k);
- jak je korelována daná komponenta s distribucí zkoumané veličiny (R_k).

Využitím výše uvedené dekompozice je možné sledovat, do jaké míry je nerovnost zkoumané veličiny způsobena jednotlivými komponentami a k jaké změně v celkové nerovnosti dojde, změní-li se hodnota dané komponenty o 1 %, přičemž hodnota ostatních komponent zůstane konstantní.

Příspěvek k -té komponenty k celkové nerovnosti lze vyjádřit dle Möllers (2006) následovně:

$$P_k = S_k \frac{G_k^l}{G} * 100. \quad (8)$$

Möllers (2006) dále navrhuje kvantifikovat relativní koncentrační koeficient k -té komponenty jako:

$$g_k = \frac{G_k R_k}{G} = \frac{G'_k}{G}. \quad (9)$$

Zdroj (komponenta) k , jež má relativní koncentrační koeficient vyšší než 1, přispívá k růstu celkové nerovnosti, zatímco při hodnotě tohoto ukazatele nižší než 1 přispívá ke snižování celkové nerovnosti. V případě, že je hodnota ukazatele rovna 1, jedná se o neutrální vliv.

Stanovení marginálního příspěvku příjmového zdroje k celkové příjmové nerovnosti může být dle Adamse (1999) vyjádřeno prostřednictvím pružnosti, která v tomto případě vyjadřuje, o kolik procent se změní nerovnost zkoumané veličiny, když se zvýší hodnota komponenty k o 1 %, viz vzorec 10.

$$E_k = S_k \frac{(G'_k - G)}{G}. \quad (10)$$

Z výše uvedeného vztahu vyplývá, že marginální zvýšení hodnoty komponenty k snižuje celkovou nerovnost zkoumané veličiny, pokud:

- a) R_k je záporný či nulový,
- b) R_k je větší než nula a zároveň $G'_k < G$.

Zkoumanou veličinou, vstupující do výše uvedených vzorců, byla hrubé přidaná hodnota zemědělského podniku. Podnikový ukazatel na místo ukazatele vyjádřeného v korunách na hektar byl zvolen z důvodu následné analýzy vlivu množství výrobního faktoru půda na nerovnost účetní přidané hodnoty, viz následující vzorec 11. Lze předpokládat, že nerovnost kvantifikovaná na základě podnikového ukazatele bude nabývat vyšší hodnoty než nerovnost dle ukazatele v hektarovém vyjádření. Pro určení míry uvedeného nadhodnocení byl vzorec jedna aplikován rovněž na hrubou přidanou hodnotu na hektar a získané výsledky byly v průměrném vyjádření komparovány.

Faktory nerovnosti účetní přidané hodnoty byly analyzovány na základě následujícího modelu:

$$PH_{it} = (\alpha + \alpha_{DOBL} DOBL_{it}) L_{it}^{\beta_{L}} ON_{it}^{\beta_{ON}} OA_{it}^{\beta_{OA}} e^{v_{it}}, \quad (11)$$

kde: PH_{it} je účetní přidaná hodnota i -té farmy v čase t , L_{it} je množství výrobního faktoru půda, které využívá i -tá farma v čase t , ON_{it} jsou osobní náklady v i -té farmě v čase t , OA_{it} jsou oběžná aktiva využívána i -tou firmou v čase t , $DOBL_{it}$ je dummy proměnná lokalizace i -té farmy v čase t v méně příznivé oblasti, α je konstanta modelu, α_{DOBL} je parametr dummy proměnné, $\beta_{L, ON, OA}$ jsou regresní parametry a v_{it} je náhodná složka modelu, obsahující v čase neměnná faremní specifika a chyby měření, opomenuté či nekvantifikovatelné faktory a chyby v důsledku zjednodušení analytického tvaru odhadované funkce.

V důsledku heterogenity mezi jednotlivými subjekty, detekované analýzou variance (blíže Hsiao, 2003), byl výše uvedený model konstruován v podobě modelu náhodných efektů, který byl založen na předpokladu, že faremní specifika nejsou korelována s ostatními vysvětlujícími proměnnými modelu, nýbrž jsou náhodně rozdělována mezi jednotlivé průřezové jednotky.

Kvalita odhadů parametrů modelu náhodných efektů byla založena na předpokladech nulové střední hodnoty, exogenity, homoskedasticity. Z důvodu neměnnosti faremního specifika v jednotlivých obdobích, nebylo možné předpokládat sériovou nezávislost náhodných složek příslušného subjektu mezi jednotlivými obdobími (viz Hsiao, 2003), proto byl model odhadován zobecněnou

metodou nejmenších čtverců s transformací proměnných nevyváženého panelu na $(y_{kt} - \theta_k \bar{y}_k)$ a $(x_{kt} - \theta_k \bar{x}_k)$, kde:

$$\theta_k = 1 - \frac{\sigma_e}{\sqrt{\sigma_e^2 + T_k \sigma_u^2}}, \quad (12)$$

kde: T_k je počet období u k-té farmy.

Kvalita získaných odhadů byla verifikována standardními statistickými postupy. Statistická významnost odhadnutých parametrů byla testována t-testem. Shoda odhadnutého modelu s empirickými daty byla kvantifikována koeficientem vícenásobné determinace a verifikována F-testem.

Správnost specifikace modelu byla testována dvěma postupy: konstrukce modelu, zohledňující faremní specifika, byla testována pomocí Baltagi-Li Lagrange Multiplier testu (blíže Green, 2008) a zahrnutí faremních specifík do náhodné složky bylo testováno Hausmanovým testem (viz Wooldridge, 2003).

Výše uvedené předpoklady o vlastnostech náhodné složky byly dále verifikovány Baltagi-Li Joint Lagrange Multiplier testem homoskedasticity a sériové korelace náhodné složky (viz Baltagi, Jung & Song, 2008), Breusch-Pagan testem homoskedasticity náhodné složky (Green, 2008), Wooldridge testem sériové korelace náhodné složky (Wooldridge, 2003). Porušení předpokladů bylo napravováno robustním odhadem kovarianční matice (viz Green, 2008).

Výše uvedené odhady, včetně verifikace, byly provedeny ekonometrickým softwarem LIMDEP, verze 9.0.

Datová základna, která je tvořena účetními výkazy zemědělských podniků, byla získána z databáze Creditinfo-Firemní monitor. Tato databáze umožňuje třídění podniků podle převažující zemědělské činnosti dle CZ-NACE. Pro účely této analýzy byly využity podniky s převažující polní výrobou. Data z účetních závěrek byla dále doplněna o objem získaných dotací v členění na přímé platby, podporu méně příznivým oblastem včetně oblastí NATURA 2000, agroenvironmentální dotace a ostatní dotace z Programu rozvoje venkova ČR pro roky 2007 – 2013 (tj. dotace, které nejsou vypláceny na hektar na základě jednotné žádosti - tj. dotace z I., III., a IV. pilíře). Pomocí SAPS byla dále doplněna výměra obhospodařované půdy, a to jako podíl celkového objemu SAPS, získaného farmou, a sazby vyhlášené na příslušný rok. Výsledný soubor byl dále očištěn o odlehlé hodnoty, které se projevíly v Quantile-Quantile grafu.

3 Výsledky

Zkoumaný soubor podniků byl tvořen panelovými daty od průměrně 140 právnických osob s převažujícím zaměřením na polní výrobu za období let 2005 - 2010. Počet podniků v tomto souboru odpovídá počtu podniků zařazených do účetní datové sítě FADN. Z hlediska přírodních podmínek, které je možné vyjádřit pomocí zemědělských výrobních oblastí, lze konstatovat, že v roce 2010 33,1 % podniků hospodařilo v řepařské výrobní oblasti, 26,6 % podniků v kukuřičné oblasti, 25,0 % v obilnářské oblasti a pouze 8,9 % v bramborářské a 6,5 % podniků v píceňářské. Rozložení podniků do výrobních oblastí se v jednotlivých letech výrazně neměnilo.

Průměrný podnik ve sledovaném souboru v roce 2010 hospodařil na výměře 886,3 ha a s 16,5 pracovníky. Průměrná výměra i počet zaměstnanců mezi jednotlivými lety kolísala, což může být vysvětleno rozdílným zastoupením podniků v jednotlivých letech (viz tabulka 1 v příloze).

Ve sledovaném období došlo k nárůstu hrubé přidané hodnoty přepočtené na hektar. V roce 2010 dosahovala hrubá přidaná hodnota sledovaných podniků 12 400 Kč/ha, pro srovnání podniky

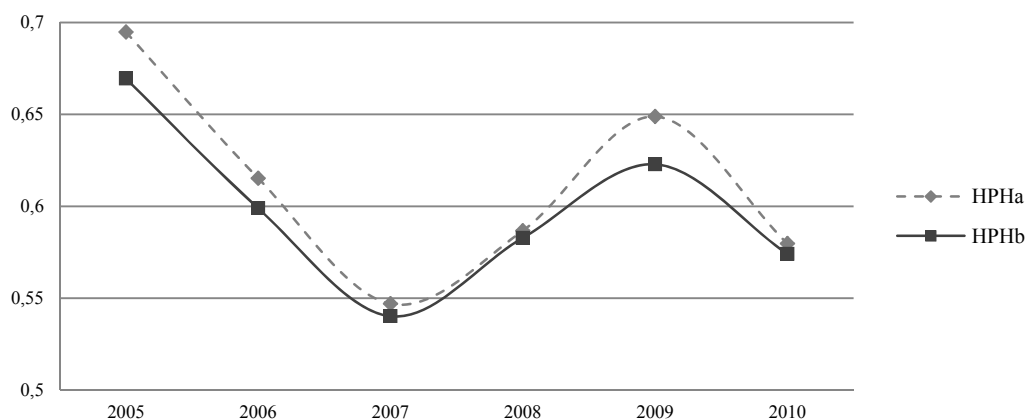
právníků osob polní výroby zařazené do účetní datové sítě FADN dosahovaly ve stejném roce hodnoty 12 514 Kč/ha. Nejvyšší hrubá přidaná hodnota v přepočtu na jeden hektar byla dosažena v letech 2007 a 2008, které lze hodnotit za mimořádně úspěšné. V roce 2007 se významně zvýšily ceny zemědělských výrobců zejména u rostlinných komodit. Pozitivně lze hodnotit i nárůst odpisů dlouhodobého majetku v posledních třech letech hodnoceného období, což značí příliv investic do zemědělských podniků. Podnikové výkony ve sledovaném období kolísaly s maximem v roce 2008 (29 869,1 tis. Kč) a minimem v roce 2006 (21 350,8 tis. Kč). Z tabulky 1 v příloze je dále patrné, že se ve srovnání s rokem 2005 zvýšil objem přímých plateb vyplacených zemědělským podnikům. Stěžejním dotačním nástrojem pro podniky polní výroby tak byly přímé platby, které výrazně determinovaly úroveň dosažených ekonomických výsledků. V roce 2010 se zmíněné platby podílely na hrubé přidané hodnotě z 35,3 %. Čerpání agroenvironmentálních dotací a dotací na LFA vzhledem k převažující zemědělské činnosti a lokalizaci farem do produkčních oblastí se odvíjí od zastoupení farem využívající tyto dotace v souboru.

Za pomoci Giniho koeficientů a jejich dekompozice byla nejprve analyzována diferenciací výkonnosti zemědělských podniků. Dále za pomoci ekonometrického modelu byly šetřeny jednotlivé faktory účetní přidané hodnoty.

Výkonnost zemědělských podniků je měřena za pomoci hrubé přidané hodnoty. Rozdělení hrubé přidané hodnoty je možné označit za poměrně nerovné. Adjustovaný Giniho koeficient hrubé přidané hodnoty dosáhl průměrné výše 0,612 bodů. V jednotlivých letech sledovaného období se přitom hodnoty adjustovaného Giniho koeficientu od zmíněného průměru lišily průměrně o 0,053 bodů s maximem v roce 2005 (0,695 bodů) a minimem v roce 2007 (0,547 bodů). Vývoj zmíněného ukazatele je uveden v grafu 1 jako HPHa.

Obrázek 1 Giniho koeficienty hrubé přidané hodnoty v letech 2005 – 2010

Figure 1 Gini coefficient of gross value added in 2005 - 2010



Zdroj: Vlastní zpracování na základě panelových dat od cca 140 podniků polní výroby v ČR

Source: Own processing based on panel data from 140 field production business in Czech Republic

Poznámka: HPHa – Adjustovaný Giniho koeficient hrubé přidané hodnoty

HPHb – Standartní Giniho koeficient hrubé přidané hodnoty po nahrazení záporných hodnot nulou

Za účelem další analýzy nerovnoměrnosti hrubé přidané hodnoty byly podniky rozděleny do intervalů vymezených pomocí kvartilů a byla provedena jednoduchá charakteristika podniků nacházející se v prvním intervalu, který byl vymezen dolním kvantilem, a čtvrtém intervalu, který byl vymezen horním kvantilem.

V roce 2005 hospodařilo 13,1 % sledovaného souboru podniků se zápornou hrubou přidanou hodnotou. Zmíněné podniky spolu s dalšími 12,2 % podniků s nejnižší kladnou hrubou přidanou hodnotou tvoří první interval vymezený dolním kvantilem s průměrnou výší hrubé přidané hodnoty - 349 713 Kč/podnik. Uvedená kategorie je charakteristická malou velikostí podniků s převažujícím zastoupením podniků do 500 ha (58,6 %). 24,1 % pak tvoří podniky s výměrou od 501 do 1000 ha. Převážná většina podniků (93,3 %) zaměstnává méně než dva pracovníky na 100 ha. Z hlediska produkčních oblastí zastupují uvedenou skupinu především podniky z řepařské a obilnářské výrobní oblasti, jež dohromady tvoří 62,1 % prvního intervalu.

Oproti uvedenému, podniky ve čtvrtém intervalu vymezeném horním kvantilem vykázaly hrubou přidanou hodnotu v průměrné výši 25 835 726 Kč. Převažovaly v nich podniky s výměrou od 1001 – 2000 ha (44,8 %) a podniky situované do kukuřičné a řepařské výrobní oblasti (65,5 %). 31,0 % podniků navíc zaměstnávalo více než 2 pracovníky na 100 ha.

Rok 2007 se vyznačoval příznivými podmínkami, což vedlo k tomu, že pouze 3,9 % sledovaného souboru dosáhlo záporné hrubé přidané hodnoty. V prvním intervalu s průměrnou výší hrubé přidané hodnoty 1 538 638 Kč však zůstaly převažujícími subjekty podniky s výměrou do 500 ha (79,5 %) s méně než dvěma pracovníky na 100 ha (82,1 %), hospodařící v obilnářské či řepařské výrobní oblasti (51,3 %). Zvýšil se však počet podniků z kukuřičné výrobní oblasti. Ve čtvrtém intervalu s průměrem hrubé přidané hodnoty ve výši 33 541 990 Kč zůstaly převažující podniky s výměrou 1001 – 2000 ha (56,4 %), s více než dvěma pracovníky na 100 ha (53,9 %) hospodařící v nejúrodnějších oblastech (61,5 %).

Z uvedeného vyplývá, že velikost podniku spolu s přírodními podmínkami patří mezi významné faktory, ovlivňující nerovnost v hrubé přidané hodnotě podniků polní výroby. Zmíněné faktory jsou determinující pro výkony podniku a tedy účetní přidanou hodnotu. Na velikost hrubé přidané hodnoty však významnou měrou působí získané dotační prostředky. Nakolik je nerovnost hrubé přidané hodnoty dána nerovností účetní přidané hodnoty a na kolik je ovlivněna vyplacenými dotacemi lze určit pomocí dekompozice Giniho koeficientu.

Kvantifikace adjustovaného Giniho koeficientu zmíněnou dekompozicí neumožňuje, proto byly záporné hodnoty hrubé přidané hodnoty nahrazeny nulou a byla provedena standardní kvantifikace Giniho koeficientu. Uvedená úprava způsobila podhodnocení Giniho koeficientu. Průměrná hodnota při standardním výpočtu tak dosahuje 0,598 bodů a je přitom o 14,5 % vyšší než průměrná hodnota Giniho koeficientu kvantifikovaná pro hrubou přidanou hodnotu na hektar (0,522). Podhodnocení oproti adjustované verzi je přímo úměrné počtu nahrazených hodnot. Z grafu 1 je patrné, že nejvyšší rozdíl byl dosažen v roce 2009, kdy standardní Giniho koeficient (HPHb) nabýval hodnoty 0,623, zatímco hodnota adjustovaného Giniho koeficientu (HPHa) byla 0,649. V uvedeném roce došlo k nahrazení 13 hodnot, tj. 8,8 % sledovaného souboru. Naopak v roce 2008 byly hodnoty obou koeficientů téměř shodné - adjustovaný Giniho koeficient dosáhl výše 0,587 bodů a standardně kvantifikovaný koeficient hodnoty 0,583. V roce 2008 přitom došlo k nahrazení pouze 4 hodnot, tj. 2,6 % sledovaného souboru. Dekompozice standardně vyčísleného Giniho koeficientu byla provedena pro čtyři komponenty: účetní přidanou hodnotu, důchodové dotace, agroenvironmentální dotace a dotace ostatní, viz tabulka 2 v příloze.

Na celkové výši hrubé přidané hodnoty se účetní přidaná hodnota podílela v průměru z 55,7 %, důchodové dotace pak z 36,6 % a agroenvironmentální dotace z 5,4 %. Ostatní dotace zaujímaly průměrně jen 2,3 % hrubé přidané hodnoty. Hrubý efekt výrobní činnosti podniků polní výroby je tak jen z 55,7 % závislý na schopnosti podniků zhodnotit vstupy. Zbývající část je odvislá od získaných dotací, z čehož vyplývá vysoká závislost hospodářských výsledků zemědělských pod-

níků na dotační politice. Nejvyšší vliv dotací je patrný v roce 2009, kdy podíl účetní přidané hodnoty na hrubé přidané hodnotě byl pouze 41,0 % (Sk).

Z výsledků dekompozice (viz tabulka 2 v příloze) je dále patrné, že nerovnost hrubé přidané hodnoty je z 69,7 % (v roce 2006) až z 82,8 % (v roce 2005) dána nerovností účetní přidané hodnoty (viz Pk). Hodnoty relativního koncentračního koeficientu (gk) i pružnosti Giniho koeficientu (Ek) poukazují na negativní vliv účetní přidané hodnoty na vyrovnaní hrubé přidané hodnoty a naopak pozitivní vliv důchodových, jakož i agroenvironmentálních dotací. V roce 2009, kdy se dotace za sledované období nejvíce podílely na hrubé přidané hodnotě, by 1 % zvýšení důchodových dotací vedlo ke snížení nerovnosti hrubé přidané hodnoty o 0,258 %. Zatímco 1 % zvýšení účetní přidané hodnoty by v daném roce vyvolalo prohloubení nerovnosti o 0,338 %. Při jednoprocenním zvýšení agroenvironmentálních dotací dojde ke snížení nerovnosti pouze o 0,035 %. Na této skutečnosti má však vliv zastoupení agroenvironmentálních dotací na celkových dotacích. Elasticita ostatních dotací je pouze 0,003 %. Důchodové dotace tak významnou měrou přispívají k vyrovnaní důchodů ze zemědělské činnosti. Jak již bylo výše uvedeno, na nerovnosti hrubé přidané hodnoty se největší měrou podílí účetní přidaná hodnota. Proto byly dále šetřeny faktory, které ovlivňují účetní přidanou hodnotu, a tedy mohou způsobovat následné nerovnosti. Uvedené bylo provedeno za pomoci modelu náhodných efektů, pro který vhodnost zahrnutí faremních specifíků do náhodné složky dokládá výsledek Hausmanova testu (viz tabulka 1).

Tabulka 1 Výsledky odhadu modelu účetní přidané hodnoty (HAC)

Table 1 Results of value added model estimation (HAC)

	Parametr (parameter)	Chyba (st. error)	t-hodnota (t-value)	p-hodnota (p-value)
L	0,1731	0,0928	1,8644	0,0623
OA	0,5918	0,0712	8,3077	0,0000
ON	0,0863	0,0354	2,4342	0,0149
DOBL	-0,3054	0,1336	-2,2852	0,0223
Const	-0,5006	0,2154	-2,3242	0,0201
Var [e]*(1-rho) ²	0,7177			
Var [u]*(1-rho) ²	0,8419			
Corr [v(i,t), v (i,s)]	0,5398			
LMBL _J	102,8682			0,0000
AR1	-0,2786			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	219,5700			0,0000
Hausman [4]	3,4900			0,4799
LMPB _G	1655,5687			0,0000
Součet čtverců (sum of squares)	916,0630			
R ²	0,8091			
F-hodnota [4, 787] (F-value)	833,7729			0,0000

Zdroj: Vlastní zpracování na základě panelových dat od cca 140 podniků polní výroby v ČR

Source: Own processing based on panel data from 140 field production business in Czech Republic

Verifikace modelu prostřednictvím Joint Baltagi-Li testu (LMPLJ = 102,9 s p-hodnotou = 0,0000), Breusch-Paganova testu (LMBPG = 1655,6 s p-hodnotou = 0,0000) a Wooldridge testu sériové korelace náhodné složky, jejíž výsledky uvádí tabulka 1, detekovala heteroskedasticitu

i autokorelaci náhodné složky. Zmíněné porušení předpokladů bylo eliminováno robustním odhadem kovarianční matice (HAC).

Hodnota koeficientu determinace indikuje shodu odhadnutého modelu s daty z 80,9 %. Statistická významnost uvedeného koeficientu, testována F-testem byla na hladině významnosti 0,05 prokázána. Rovněž parametry zahrnutých proměnných byly verifikovány jako statisticky významné, a to s výjimkou parametru zemědělské půdy na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Parametr proměnné půda je statisticky významný pouze na hladině významnosti $\alpha = 0,1$.

Růst všech zkoumaných faktorů (půda, oběžná aktiva, práce a výrobní oblast) implikuje nárůst účetní přidané hodnoty s výjimkou lokalizace farmy do méně příznivé oblasti. Nejpružněji reaguje účetní přidaná hodnota na změny oběžného majetku, tedy zásob a peněžních prostředků, ať již pohotové či vázané v podobě pohledávek. Jedno procentní nárůst oběžného majetku implikuje 0,592 % zvýšení účetní přidané hodnoty. Druhým nejvýznamnějším faktorem je půda s elasticitou 0,173 %. Je zřejmé, že čím větší podnik, měřeno výměrou zemědělské půdy, tím dosahuje vyšší účetní přidané hodnoty. Úspory z rozsahu mohou zmíněnou skutečnost ovlivnit jen minimálně, neboť přidaná hodnota je tvořena produkcí podniku po odečtení výrobní spotřeby, která je převážně tvořena variabilními náklady výroby. Přidaná hodnota však nemusela být vytvořena pouze pěstováním polních plodin. Přestože jsou analyzovány výhradně podniky polní výroby, může být přidaná hodnota vytvořena i jinými aktivitami podniku, např. následnou úpravou či zpracováním komodit či jinými vedlejšími činnostmi podniku, jejichž rozsah však není možné z účetních závěrek vymezit. Zmíněné aktivity mohou zejména u větších podniků, které mají potřebné kapacity, hrát důležitou roli. Proto je třeba vnímat vliv výměry zemědělské půdy jako vliv velikosti zemědělského podniku na účetní přidanou hodnotu.

Jedno procentní změna množství práce, vyjádřené pomocí osobních nákladů, vede k růstu účetní přidané hodnoty o 0,086 %. Lidská práce je předpokladem pro dosažení přidané hodnoty, čemuž odpovídá pozitivní vliv kvantifikovaný modelem. Nízká hodnota elasticity ve srovnání s předchozími faktory má hlavní příčinu ve výrazné mechanizaci polní výroby, která implikuje pokles vazby produkce na počet pracovníků a naopak umocňuje vliv půdy a oběžných aktiv. Je však nutné konstatovat, že použití osobních nákladů jako proxy proměnné množství práce naráží na problematickou interpretaci dopadu malé změny ve výši osobních nákladů na produkci a tedy i účetní přidanou hodnotu. Malé zvýšení osobních nákladů může být totiž spojeno se mzdovou inflací a nemusí tedy znamenat zvýšení jednotek práce. Model účetní přidané hodnoty byl variantně modelován rovněž s počtem pracovníků namísto osobních nákladů. Verifikace zmíněné specifikace však jednoznačně upřednostnila aplikaci publikovaného modelu.

Prezentovaný model rovněž dokládá vliv přírodních podmínek na výši dosažené účetní přidané hodnoty. Parametr dummy proměnné plné, či částečné, lokalizace farmy do méně příznivé oblasti (LFA) dokládá pokles účetní přidané hodnoty o 26,3 % v průměru vůči produkční oblasti.

4 Diskuse

Tento článek navazuje a rozšiřuje předchozí výzkum obou autorek (Trnková & Malá, 2012), v kterém se zabývají analýzou nerovnosti výsledků hospodaření podniků polní výroby. Nerovnost hrubé přidané hodnoty podniků polní výroby dosahuje průměrné výše 0,598 bodů Giniho koeficientu. Nerovnost výsledku hospodaření za účetní období kvantifikovaná předešlým výzkumem (Trnková & Malá, 2012) však vykazuje vyšší nerovnost, průměrně 0,840 bodů Giniho koeficientu. Z uvedeného je patrný vliv ostatních provozních nákladů, finanční i mimořádné činnosti podniku na prohloubení nerovnosti ekonomické výkonnosti. Tento článek ve srovnání s předchozím výzkumem využívá dekompozice Giniho koeficientu hrubé přidané hodnoty za účelem stanovení vlivu

jednotlivých složek na celou nerovnost a dále za pomoci ekonometrického modelu šetří faktory ovlivňující účetní přidanou hodnotu.

Řada publikací, např. von Witzke & Noleppa (2006), Keeney (2000), Mishra, El-Osta & Gillespie (2009), Kaditi & Nitsi (2011) či Benni, Finger, Mann & Lerman (2012), dokládá redistribuční efekt dotací. Witzke & Noleppa (2006) analyzují nerovnost rozložení zisku německých zemědělských podniků právnických osob a dekomponují tuto nerovnost na přímé platby a tzv. zisk generovaný trhem. Odlišná metodika, soubor podniků i použitý indikátor výkonnosti zemědělského podniku však neumožňuje hlubší komparaci dosažených výsledků. Benni, Finger, Mann & Lerman (2012) analyzuje efekty zemědělské politiky ve Švýcarsku včetně vlivu dotací na nerovnost faremního příjmu. Dochází k závěru, že dotace snižují nerovnost faremního příjmu. Analyzuje nejen přímé platby ale rovněž dotace, které jsou vypláceny farmářům hospodařícím v nepříznivých oblastech, a konstatuje, že efekt těchto dotací na vyrovnání příjmů je ještě mnohem výraznější. Komparace v této oblasti rovněž není plně možná vzhledem ke skutečnosti, že Benni, Finger, Mann & Lerman (2012) analyzuje všechny farmy bez ohledu na výrobní zaměření, zatímco tento výzkum byl zaměřen pouze na podniky polní výroby. Benni, Finger, Mann & Lerman (2012) rovněž využívá dekompozice Giniho koeficientu dle Lermana & Yitzhakiho (1985) a kvantifikace elasticit, avšak využívá data z účetní datové sítě FADN, která umožňují z hrubé přidané hodnoty odvodit celkový faremní příjem. Účetní datová síť FADN v ČR neposkytuje data na úrovni podniků, proto bylo nutné využít jinou databázi, což rovněž determinovalo výběr vhodného ukazatele výkonnosti zemědělských podniků.

Vliv dotací na snížení celkové nerovnosti hrubé přidané hodnoty mezi podniky byl potvrzen i v tomto článku. U důchodových dotací, tedy přímých plateb a LFA plateb, elasticita Giniho koeficientu dosáhla v roce 2010 hodnoty 0,163 %. Rovněž výzkum Trnkové a Malé (2012) dokládá vliv dotací na vyrovnání difference v zisku, nicméně elasticita dotací, sledovaných souhrnným ukazatelem, zde dosahuje pouze 0,006 %. Redistribuční efekt provozních dotací tak zřejmě není plně přesunut z hrubé přidané hodnoty do výsledku hospodaření, neboli je eliminován vysokou nerovností již zmíněných ostatních ukazatelů.

Závěr

Z provedené analýzy vyplývá, že u podniků právnických osob se stejným výrobním zaměřením existují výrazné rozdíly v rozložení hrubé přidané hodnoty. Hodnota Giniho koeficientu ve sledovaném období kolísala, avšak je patrné, že ve sledovaném období došlo ke snížení rozdílů v hrubé přidané hodnotě mezi podniky polní výroby. Zatímco v roce 2005 dosahovala hodnota Giniho koeficientu 0,670 bodů, v roce 2010 již 0,574 bodů.

Na vyrovnání hrubé přidané hodnoty mezi podniky působí zejména přímé platby, LFA platby a agroenvironmentální dotace. Jejich elasticita totiž vykazuje záporné znaménko. Zmíněné dotace tak plní své cíle, ať už se jedná o nástroj podpory příjmu či redistribuční nástroj. Na základě hodnot elasticit je v případě důchodových dotací (přímé platby a LFA platby) možné konstatovat, že redistribuční efekt analyzovaných důchodových dotací se v roce 2010 ve srovnání s rokem 2005 zvýšil. Rok 2009 lze označit za rok s druhou nejnižší úrovní produkce a zároveň za rok, kdy podniky skončily s nejnižším hospodářským výsledkem za sledované období. Právě v tomto roce byl efekt důchodových dotací na vyrovnání rozdílů mezi podniky nejsilnější, a to vzhledem k jejich nejvyššímu podílu na hrubé přidané hodnotě.

Zmíněná nerovnost je z 69,7 % (v roce 2006) - 82,8 % (v roce 2005) dána nerovností účetní přidané hodnoty, která samozřejmě vychází mimo jiné ze schopnosti podniku zhodnotit své vstupy. Jednoprocentní nárůst účetní přidané hodnoty implikuje nárůst nerovnosti hrubé přidané hodnoty, a to v roce 2010 o 0,187 %.

Účetní přidaná hodnota podniku je ovlivněna výměrou obhospodařované půdy, počtem pracovníků, velikostí oběžných aktiv a produkční oblastí. Ze zmíněných faktorů vykazuje dle výsledků odhadu nejsilnější vliv velikost oběžného majetku. Je tedy patrné, že účetní přidaná hodnota podniků polní výroby pružněji reaguje na vyšší zapojení oběžného majetku, např. prostřednictvím vyšší intenzifikace výroby či použitím kvalitnějších materiálů, než na vyšší zapojení pracovních sil. Dalším významným faktorem determinující účetní přidanou hodnotu jsou přírodní podmínky, jež jsou vyjádřeny prostřednictvím dummy proměnné LFA oblast. Lokalizace farmy do méně příznivé produkční oblasti implikuje pokles účetní přidané hodnoty o 26,3 % v průměru vůči farmám v produkčních oblastech. Velikost podniku vyjádřená prostřednictvím obhospodařované plochy vykazuje elasticitu v úrovni 0,17 %. Je tedy zřejmé, že množství půdy je pro podniky polní výroby důležitým faktorem ovlivňující přidanou hodnotu, na druhou stranu mnohem silnější vliv vykazuje oběžný majetek či lokalizace farmy do produkční oblasti.

Tento článek i předchozí výzkum (Trnková & Malá, 2012) prokázal, že dotace působí na snižování rozdílu v ekonomické výkonnosti zemědělských podniků a prokázal vliv přírodních podmínek na vytvořenou přidanou hodnotu. Je tedy nezbytné, aby i v následujícím programovacím období vyplácené platby reflektovaly zejména přírodní podmínky, a to více velikost podniku. Vyplácení důchodových dotací spojené s plánovanou modulací povede k dosažení ještě vyšší rovnosti mezi farmami, na druhou stranu lze očekávat snížení konkurenceschopnosti zemědělských podniků polní výroby.

Poděkování

Příspěvek vznikl jako součást výzkumného záměru MSMT 6046070906 „Ekonomika zdrojů českého zemědělství a jejich efektivní využívání v rámci multifunkčních zemědělskopotravinářských systémů“.

Literatura

- Adams, R.H. (1999). Nonfarm Income, Inequality, and Land in Rural Egypt. *World Bank Policy Research Working Paper* 2178. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=636206
- Allanson, P. (2006). The redistributive effects of agricultural policy on Scottish farm incomes. *Journal of Agricultural Economics*, 57(1), 117-128.
- Allanson, P., & Rocchi, B. (2008). A comparative analysis of the redistributive effects of agricultural policy in Tuscany and Scotland. *Review of agricultural and environmental studies*, 86(1), 35-56.
- Baltagi, B.H., Jung, B.Ch., & Song, S.H. (2008). *Testing for Heteroskedasticity and Serial Correlation in a Random Effects Panel Data Model*. Working Paper No. 111. New York: Center for Policy Research.
- Benni, N., Finger, R., Mann, S., & Lerman, B. (2012). The distributional effects of agricultural policy reforms in Switzerland. *Agricultural Economics*, 58(11), 497-509.
- Berrebi, Z. M., & Silber, J. (1985). The Gini Coefficient and Negative Income: A Comment. *Oxford Economic Papers*, 347(3), 525-526.
- Green, W.H. (2008). *Econometric Analysis*. New Persey: Pearson Prentice Hall.
- Hsiao, Ch. (2003). *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press.
- Chen, Ch.-N., Tsaur, T.-W., & Rhai, T.-S. (1982). The Gini Coefficient and Negative Income. *Oxford Economic Papers*, 34(3), 473-478.
- Chrastinová, Z. (2009). Economic development in Slovak agriculture. *Agricultural Economics*, 55(2), 67-76.
- Kaditi, E. A., & Nitsi, E. I. (2011). Vertical and horizontal decomposition of farm income inequality in Greece. *Agricultural economic review*, 12(1), 69-80.
- Keeney, M. (2000). The distributional impact of direct payments on Irish farm incomes. *Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 252-265.
- Lerman, R. I., & Yitzhaki, S. (1985). Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *Review of Economics and Statistics*, 67(1), 151-156.
- Mishra, A., El-Osta, H., & Gillespie, J.M. (2009). Effect of agricultural policy on regional income inequality among farm households. *Journal of Policy Modeling*, 31, 325-340.

- Möllers, J. (2006). *Außerlandwirtschaftliche Diversifikation im Transformationsprozess: Diversifikationsentscheidungen und -strategien ländlicher Haushalte in Slowenien und Mazedonien*. Halle: Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO).
- Moreddu, C. (2011). Distribution of Support and Income in Agriculture. *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*, 46, OECD Publishing. Dostupné z: <http://dx.doi.org/10.1787/5kgch21wkm-bx-en>
- Stark, O., Taylor, J.E., & Yitzhaki, S. (1986). Remittances and inequality. *Economic Journal*, 96, 722-740.
- Stuart, A. (1954). The Correlation Between Variate-Values and Ranks in Sample from a Continuous Distribution. *British Journal of Statistical Psychology* 7, 37-44.
- Schmid, E., Hofreither, M. F., & Sinabell, F. (2006). Impacts of CAP Instruments on the Distribution of Farm Incomes – Results for Austria. Dostupné z: <http://franz.sinabell.wifo.ac.at/papers/DP-13-2006.pdf>
- Štolbová, M., & Hlavsa, T. (2008). The impact of the LFA payments on the FADN farms in the Czech Republic. *Agricultural Economics*, 54(10), 489-497.
- Podrúzsik, S., Hubbard, C., Keszthelyi, S., & Hubbard, L. (2008). *Farm income variability in Hungary: A comparison with the EU based on FADN records*. Dostupné z: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/48114/2/Farm%20income%20variability%20in%20Hungary_%20A%20comparison%20with%20the%20EU%20based%20on%20FADN%20records.pdf
- 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.
- Von Witzke, H. (1984). A Model of Income Distribution in Agriculture: Theory and Evidence. *European Review of Agricultural Economics*, 11(1), 65-83.
- Von Witzke, H. & Noleppa, S. (2006). *Distributive Effects of Direct Payments in German Agriculture under the New Common Agricultural Policy of the European Union*. Dostupné z: http://www.agrar.huberlin.de/fakultaet/departments/dao/ihe/Veroeff/GMF_final_Engl_Distr.pdf
- Wooldridge, J.M. (2003). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology.

Přílohy

Tabulka 1 Charakteristika zvoleného souboru podniků polní výroby v letech 2005 – 2010

Table 1 Characteristics of the selected set of field production businesses in 2005 - 2010

Ukazatel (indicator)	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Průměr (average)
Počet podniků (number of bussines)	115	142	155	153	148	124	140
Výměra z.p. [ha] (hectare area)	916,7	847,8	892,9	883,4	821,4	886,3	874,7
Počet pracovníků (number of workers)	15,0	18,7	19,0	18,7	17,8	16,5	17,6
Hrubá přidaná hodnota [tis. Kč/ha] (gross value added in thous. CZK/ha)	8,8	10,3	14,3	14,2	10,5	12,4	11,7
Výkony [tis. Kč] (production in thous. CZK)	24426,1	21350,8	27293,0	29869,1	23302,4	25578,2	25303,3
Výkonová spotřeba [tis. Kč] (production consumption in thous. CZK)	19292,4	18068,5	19813,6	22357,7	20240,1	19891,6	19944,0
Přidaná hodnota [tis. Kč] (value added in thous. CZK)	5724,2	4394,5	8010,5	7952,2	3423,5	6187,1	5948,7
Hrubá přidaná hodnota [tis. Kč] (gross value added in thous. CZK)	8644,7	9088,9	13318,3	12787,6	8198,8	10556,6	10432,5
Mzdové náklady [tis. Kč] (wage costs in thous. CZK)	4454,2	4388,4	4847,2	5261,9	4855,0	4869,4	4779,3
Odpisy [tis. Kč] (depreciation in thous. CZK)	1040,2	899,6	1064,1	1641,9	1649,6	1696,3	1332,0
Provozní VH [tis. Kč] (operating ER in thous. CZK)	1553,8	1990,3	4827,9	4078,1	1509,7	3598,0	2926,3
Celkový VH [tis. Kč] (total ER in thous. CZK)	1184,8	1620,3	3850,3	3113,9	932,6	2632,2	2222,3
Přímé platby [tis. Kč] (direct payments in thous. CZK)	1957,8	3984,4	4571,2	3906,5	3898,5	3641,7	3660,0
AEO [tis. Kč] (agroenvironmental payments in thous. CZK)	492,0	451,1	585,2	617,1	607,1	430,4	530,5
LFA [tis. Kč] (Less favoured area payments in thous. CZK)	139,6	109,8	131,4	122,3	127,1	92,6	120,5
ostatní dotace z PRV [tis. Kč] (other subsidies from rural development program in thous. CZK)	0,0	0,0	0,7	45,8	261,6	335,2	107,2

Zdroj: Vlastní zpracování na základě panelových dat od cca 140 podniků polní výroby v ČR

Source: Own processing based on panel data from 140 field production business in Czech Republic

Tabulka 2 Dekompozice Giniho koeficientu

Table 2 Decomposition of Gini coefficient

		Hrubá přidaná hodnota (gross value added) (HPHb)	Účetní přidaná hodnota (value added)	Důchodové dotace (income subsidies)	Agroenvironmentální dotace (agroenvironmental subsidies)	Ostatní dotace (other subsidies)
2005	G	0,670				
	G _k		0,851	0,356	0,398	0,735
	S _k		0,652	0,239	0,056	0,043
	P _k		0,828	0,127	0,033	0,048
	g _k		1,271	0,531	0,595	1,098
	E _k		0,177	-0,112	-0,023	0,004
2006	G	0,599				
	G _k		0,884	0,344	0,428	0,807
	S _k		0,472	0,444	0,049	0,023
	P _k		0,697	0,255	0,035	0,031
	g _k		1,475	0,575	0,715	1,347
	E _k		0,224	-0,188	-0,014	0,008
2007	G	0,540				
	G _k		0,667	0,371	0,343	0,298
	S _k		0,599	0,351	0,044	0,001
	P _k		0,739	0,241	0,028	0,001
	g _k		1,234	0,686	0,634	0,551
	E _k		0,140	-0,110	-0,016	-0,001
2008	G	0,583				
	G _k		0,730	0,334	0,323	0,834
	S _k		0,620	0,314	0,048	0,015
	P _k		0,776	0,180	0,027	0,021
	g _k		1,252	0,573	0,554	1,432
	E _k		0,156	-0,134	-0,021	0,006
2009	G	0,623				
	G _k		1,137	0,290	0,321	0,719
	S _k		0,410	0,482	0,073	0,017
	P _k		0,748	0,224	0,037	0,020
	g _k		1,826	0,465	0,515	1,155
	E _k		0,338	-0,258	-0,035	0,003
2010	G	0,574				
	G _k		0,757	0,308	0,312	0,717
	S _k		0,585	0,351	0,041	0,019
	P _k		0,772	0,189	0,022	0,024
	g _k		1,319	0,537	0,543	1,250
	E _k		0,187	-0,163	-0,019	0,005
Průměr (average)		0,598				

Zdroj: Vlastní zpracování na základě panelových dat od cca 140 podniků polní výroby v ČR

Source: Own processing based on panel data from 140 field production business in Czech Republic

Analysis of Unequal Distribution of Gross Value Added in Plant Production Business

Zdeňka Malá, Gabriela Trnková

Abstract: *The aim of this paper is the evaluation of gross value added inequality in the field production businesses, including the definition of determinants that cause or eliminate the mentioned inequality. The fulfilment of this aim is based on the quantification and decomposition of the Gini coefficient and on quantification of random effects model. Panel data for the analysis were gained from the Creditinfo database and the State Agricultural Intervention Fund and represent the economic results of 140 field production companies from 2005-2010. Results of the paper document the inequality of gross value added, which is generated mainly by the differences in farm size and by different natural conditions, in which the firm farms. The inequality is eliminated mainly by income subsidies. Agri-environmental subsidies also eliminate the inequality but in less extent.*

Key words: Plant production · Gross farm income · Subsidies · Value added · Inequality · Gini coefficient · Decomposition · Econometric model

JEL Classification: Q18 · Q12 · D30