

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

**Analýza vývoje tržních cen zemědělské půdy
v České republice**

Irena Urbánková

© 2015 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Urbánková Irena

Podnikání a administrativa

Název práce

Analýza vývoje tržních cen zemědělské půdy v České republice

Anglický název

Analysis of agricultural land prices in the Czech Republic

Cíle práce

Cílem diplomové práce je analyzovat vývoj tržních cen zemědělské půdy v České republice a určit faktory, které nejvíce ovlivňují trh s půdou.

Metodika

Teoretická část bude zpracována na základě prostudování odborných publikací a dalších zdrojů uvedených v seznamu literatury. V praktické části bude provedena analýza faktorů, které ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy v ČR. V diplomové práci bude využita metoda sekundárního sběru dat, analýza dokumentu, syntéza, deskripce, komparace.

Harmonogram zpracování

- | | |
|---|-----------|
| 1. Příprava a studium odborné literatury, upřesnění dílčích cílů DP a volba postupu řešení: | 3/2014 |
| 2. Zpracování teoretických východisek - literární rešerše: | 5/2014 |
| 3. Vypracování vlastního řešení, diskuse a zhodnocení výsledků: | 9/2014 |
| 4. Zpracování finálního dokumentu diplomové práce: | 12/2014 |
| 5. Odevzdání práce vedoucí DP k posouzení: | 31.1.2015 |

Rozsah textové části

60-80 stran

Klíčová slova

Zemědělský půdní fond, zemědělská půda, bonitace půdy, bonitovaná půdně ekologická jednotka, tržní cena zemědělské půdy, úřední cena zemědělské půdy, trh se zemědělskou půdou

Doporučené zdroje informací

- BIČEK, Ivan. Půda v České republice. Editor Ivo Hauptman, Zdeněk Kůkal, Karel Pošmourný. Praha: Pro Ministerstvo životního prostředí a Ministerstvo zemědělství vydal Consult, 2009, 255 s. ISBN 978-80-903482-4-0.
- TROJÁČEK, Pavel. Vytváření registru půdy v České republice 1999-2004: Towards the land parcel identification system for the Czech Republic 1999-2004. Opava: Ekotoxa, c2004, 85 s. ISBN 80-239-3842-8.
- JÁNKŮ, Jaroslava. Pedologie pro ekonomy. 1. vyd. V Praze: Česká zemědělská univerzita, 2003, 15, 35 s. ISBN 978-80-213-1115-22.
- NĚMEC, Jiří. Bonitace a oceňování zemědělské půdy České republiky. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2001, 257 s. ISBN 80-858-9890-X.
- NĚMEC, Jiří. Cena zemědělské půdy v České republice v letech 1993-2004. Vyd. 1. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2006, 169 s. ISBN 80-866-7125-9.
- NĚMEC, Jiří. Pozemkové právo a trh půdy v České republice. Vyd. 1. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2004, 391 s. ISBN 80-866-7112-7.
- BOHÁČKOVÁ, Ivana, BROŽOVÁ, Ivana. Ekonomika agrárního sektoru. Vyd. 1. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozní ekonomická fakulta, 2010, 122 s. ISBN 978-80-213-2026-0.

Vedoucí práce

Pletichová Dobroslava, Ing.

Termín odevzdání

březen 2015

Elektronicky schváleno dne 6.10.2014

prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 6.10.2014

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan fakulty

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci „Analýza vývoje tržních cen zemědělské půdy v České republice“ jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 20.3.2015

Podpis autorky

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala paní Ing. Dobroslavě Pletichové za odborné vedení, konzultace a cenné rady, které mi během zpracování práce poskytla.

Analyza vývoje tržních cen zemědělské půdy v České republice

Analysis of agriculture land prices in the Czech Republic

Souhrn

Diplomová práce analyzuje vývoj tržních cen zemědělské půdy v České republice v období 2004 až 2013. I když cena zemědělské půdy v ČR roste, je stále ještě nižší než v západních zemích EU. Důvodem je mimo jiné průměrná velikost prodávaných pozemků, vysoký počet vlastníků zemědělské půdy po transformaci zemědělství a také převažující podíl propachtované půdy. V budoucnu se však očekává postupné vyrovnání tržních cen zemědělské půdy v České republice na úroveň obvyklou v EU. Práce zkoumá faktory, které v těchto letech ovlivnily vývoj tržní ceny zemědělské půdy. Jako nejvýznamnější byly identifikovány; klesající výměra zemědělské půdy a jednotná platba na plochu (dotace SAPS). Dalšími sledovanými faktory byly průměrná cena pachtu zemědělské půdy a průměrná mzda v zemědělství.

Summary

The thesis analyses the development of market prices of agricultural land in the Czech Republic in the period 2004 to 2013. Although the average market prices of agricultural land in the Czech Republic increased, compared with the western European Union member states they are still much lower. The reason is the average size of purchased land, the high number of owners of agricultural land after the transformation of agriculture and also the prevailing proportion of rented land. In future we expect the gradual alignment of prices in the Czech Republic to the usual level in the European Union. This thesis examines the factors that have been influencing the development of market prices of agricultural land in the recent years. The most significant ones were declining agricultural area and the single payment scheme (SAPS subsidies). Other surveyed factors were the average price of rented farmland and the average wages in the agriculture sphere.

Klíčová slova: zemědělský půdní fond, zemědělská půda, bonitace půdy, bonitovaná půdně ekologická jednotka, tržní cena zemědělské půdy, úřední cena zemědělské půdy, trh se zemědělskou půdou

Keywords: agricultural land fund, agricultural land, soil value, estimated pedologic–ecological unit, the market price of agricultural land, the official price of agricultural land, the land market

Obsah

Obsah.....	8
1 Úvod	10
2 Cíl práce a metodika	12
2.1 Cíl práce	12
2.2 Metodika.....	12
3 Teoretická východiska	14
3.1 Zemědělský půdní fond v ČR (ZPF)	14
3.1.1 Kvantitativní hodnocení zemědělského půdního fondu v ČR a v zemích EU	16
3.1.2 Kvalitativní hodnocení zemědělského půdního fondu	27
3.2 Bonitace	34
3.2.1 Bonitační informační systém	35
3.2.2 Soustava bonitovaných půdně ekologických jednotek (BPEJ)	36
3.3 Oceňování zemědělské půdy	36
3.3.1 Úřední ceny zemědělské půdy	37
3.3.2 Tržní ceny zemědělské půdy.....	39
3.4 Trh se zemědělskou půdou v ČR před vstupem do EU (1990–2003)	43
3.4.1 Podnikatelská struktura v zemědělství	44
3.4.2 Stav zemědělského půdního fondu	47
3.4.3 Zaměstnanost v zemědělství	48
3.4.4 Prodej státní půdy.....	48
3.4.5 Zemědělská dotační politika	50
3.5 Trh se zemědělskou půdou po vstupu ČR do EU (2004 – 2013).....	51
3.5.1 Podnikatelská struktura v zemědělství	51
3.5.2 Stav zemědělského půdního fondu	52
3.5.3 Zaměstnanost v zemědělství	53
3.5.4 Prodej státní půdy.....	54
3.5.5 Zemědělská dotační politika	54
3.6 Faktory ovlivňující poptávku po zemědělské půdě	61

4	<i>Část analytická</i>	63
4.1	Popisné charakteristiky časových řad	63
4.1.1	Popisné charakteristiky průměrných tržních cen zemědělské půdy.....	63
4.1.2	Popisné charakteristiky vybraných faktorů	66
4.2	Jednoduchá lineární regrese a korelace	71
4.2.1	Závislost výměry zemědělské půdy na průměrné tržní ceně zemědělské půdy	71
4.2.2	Závislost dotace SAPS na průměrné tržní ceně zemědělské půdy.....	74
4.2.3	Závislost prům. ceny pachtu zem. půdy na prům. tržní ceně zemědělské půdy	75
4.2.4	Závislost prům. nominální mzdy v zemědělství na prům. tržní ceně zem. půdy	76
4.3	Jednorovnicový ekonometrický model (dynamický)	77
4.3.1	Sestavení ekonomického modelu – transformace do modelu ekonometrického.....	77
4.3.2	Kvantifikace korelační matice	78
4.3.3	Odhad parametrů modelu metodou nejmenších čtverců	80
4.3.4	Ekonomická verifikace modelu	82
4.3.5	Statistická verifikace modelu	82
4.3.6	Ekonometrická verifikace modelu	86
5	<i>Zhodnocení výsledků</i>	89
6	<i>Závěr</i>	92
7	<i>Seznam použitých zdrojů</i>	94
7.1	Knižní publikace.....	94
7.2	Periodika (noviny, časopisy)	95
7.3	Tištěné, nepublikované zdroje.....	96
7.4	Internetové zdroje	97
8	<i>Seznam grafů, tabulek, vzorců</i>	99
8.1	Seznam grafů.....	99
8.2	Seznam tabulek	100
8.3	Seznam vzorců.....	101
9	<i>Seznam příloh – výstupy programu GRETL</i>	103

1 Úvod

Zemědělství v České republice prošlo po roce 1989 tak, jako celé hospodářství významnými změnami. Probíhala postupná transformace, tj. systémová změna – přechod na tržní ekonomiku s cílem zefektivnit toto odvětví. Transformace zemědělství probíhala formou restituce, transformace družstev a privatizace. Postupně se tak měnila struktura zemědělských podniků z velkých zemědělských družstev na družstva menší, obchodní společnosti (a.s., s.r.o.) a soukromě hospodařící rolníky [19].

Zákon o půdě (zákon č. 229/1991 Sb.) byl schválen za účelem zmírnění následků některých majetkových křivd, k nimž došlo vůči vlastníkům zemědělského a lesního majetku v období let 1948 až 1989 a dále z důvodu zlepšení péče o zemědělskou a lesní půdu obnovením původních vlastnických vztahů k půdě. Zejména druhá část je však diskutabilní. Absence standardních právních vztahů v centrálně plánované ekonomice a přerušení kontinuity původních vlastníků půdy způsobily, že se vlastník ne vždy stará o svůj majetek pečlivě. Mnohdy vlastník, jehož vlastnická práva byla obnovena, nenaplnuje svou ústavní povinnost a svůj zemědělský majetek ponechává svému osudu [2]. Zpočátku byla větší část obhospodařované zemědělské půdy pronajata, v současnosti zemědělské podnikatelé hospodaří na 76 % půdy pronajaté (pacht). I když tento podíl stále klesá, patří v rámci Evropské unie k nejvyšším [19].

Česká republika disponuje 4 220 000 ha zemědělské půdy, která je značně rozdrobená o průměrné velikosti pozemku 0,43 ha. Počet vlastníků postupně klesá tak, jak se daří dokončovat pozemkové úpravy, které zjednodušují prodej zemědělské půdy. I když cena zemědělské půdy v České republice roste, je částečně s ohledem na výše zmíněné faktory ještě stále několikanásobně levnější než v západních zemích Evropské unie [19, 37].

Investice do nákupu zemědělské půdy je nejméně rizikovou a představuje bohatství, které reálně poroste. Tuto skutečnost si uvědomuje stále více Čechů, ať již potencionálních investorů, tak také prodávajících. Tržní cenu zemědělské půdy rovněž ovlivňuje výše dotací na ha, která je v roce 2014 srovnatelná s jinými zeměmi EU. Roste také pachtovné a tak se čeští farmáři snaží eliminovat dopad rostoucích cen nákupem zemědělské půdy. Poptávka po zemědělské půdě se tedy stále zvyšuje [19].

Tržní cena není pevně stanovena, je věcí dohody mezi kupujícím a prodávajícím. Je ovlivněna řadou skutečností; kvalitou pozemků pro zemědělské účely (vyjádřenou úřed-

ní cenou dle BPEJ – bonitovaná půdně ekologická jednotka), podmínkami smlouvy o pachtu, druhem pozemků, polohou pozemků, zejména atraktivností lokality, celkovou výměrou a tvarem pozemků, přístupem k němu, průběhem pozemkových úprav, případně evidencí pozemků (zda se jedná o zjednodušenou evidenci či evidenci katastru nemovitostí) a v neposlední řadě výši poptávky v dané lokalitě [29].

Tato diplomová práce analyzuje vývoj tržních cen zemědělské půdy v České republice a určuje faktory, které nejvíce ovlivnily trh se zemědělskou půdou ve sledovaném období 2004 – 2013.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Cílem diplomové práce je analyzovat vývoj tržních cen zemědělské půdy v České republice a určit faktory, které měly podstatný vliv na změnu tržní ceny zemědělské půdy ve sledovaném období 2004 – 2013.

2.2 Metodika

Diplomová práce bude rozdělena na část teoretickou a analytickou. Teoretická část bude zpracována na základě prostudování odborných publikací a dalších zdrojů uvedených v seznamu literatury. V praktické části bude provedena analýza faktorů, které ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy v ČR. V diplomové práci bude využita metoda sekundárního sběru dat, analýza dokumentu, syntéza, komparace a deskripce. Faktory, které mají podstatný vliv na změnu průměrné tržní ceny zemědělské půdy, budou určeny na základě ekonometrického modelu.

Použité vzorce :

Popisné charakteristiky časových řad

Prostý aritmetický průměr

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Variační rozpětí

$$R = x_{\max} - x_{\min}$$

Rozptyl výběrového souboru

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

Směrodatná odchylka výběrového souboru

$$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

Průměrný absolutní přírůstek

$$\bar{\Delta} = \frac{\sum_{i=1}^n \Delta y_t}{n-1}$$

Průměrný koeficient růstu

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_1 k_2 \dots k_n} = \sqrt[n-1]{\frac{y_2}{y_1} \frac{y_3}{y_2} \dots \frac{y_n}{y_{n-1}}} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}}$$

Jednoduchá lineární regrese a korelace

Model jednoduché lineární regrese a korelace je vyjádřen vztahem :

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon$$

Parametr a	$a = \bar{y} - b * \bar{x}$
Parametr b	$b = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$
Koeficient korelace	$r = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2] * [n \sum_{i=1}^n y_i^2 - (\sum_{i=1}^n y_i)^2]}} = b_{yx} * \frac{S_x}{S_y}$
Testové kritérium	$S_{b_{yx}} = \frac{S_y}{S_x} * \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}$ $t = \frac{ b_{yx} }{S_{b_{yx}}}$

Jednorovnicový ekonometrický model

Vyčíslení parametrů pomocí BMNČ	$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y$
Celkový rozptyl	$S_y^2 = S_{\hat{y}}^2 + S_u^2$ $S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n}$
Teoretický rozptyl	$S_{\hat{y}}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{n}$
Reziduální rozptyl	$S_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}$
Koeficient vícenásobné determinace	$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$
Korigovaný reziduální rozptyl vysvětlované proměnné	$\bar{S}_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n u_t^2}{n-p}$
t – hodnota	$t = \frac{ y_{ii} }{S_{b_i}}$
Intervalový odhad parametrů	$\gamma_{ii} \pm t_\alpha * S_{b_i}$
Durbin – Watson test	$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}$

3 Teoretická východiska

3.1 Zemědělský půdní fond v ČR (ZPF)

Zákon o ochraně zemědělského půdního fondu č. 334/1992 Sb. definuje ZPF jako základní přírodní bohatství naší země. Zemědělský půdní fond je nenahraditelným výrobním prostředkem, který umožňuje zemědělskou výrobu a je jednou z hlavních složek životního prostředí. Ochrana ZPF a jeho racionální využívání zároveň zlepšuje životní prostředí [17].

Zemědělský půdní fond tvoří pozemky zemědělsky obhospodařované neboli zemědělská půda jako je orná půda, chmelnice, vinice, zahrady, ovocné sady, louky, pastviny a půda dočasně neobdělávaná. Do ZPF rovněž patří rybníky s chovem ryb nebo vodní drůbeže a nezemědělská půda, která souvisí se zemědělskou výrobou, např. polní cesty, závlahové vodní nádrže, odvodňovací příkopy, hráze sloužící k ochraně před zamokřením nebo zátopou, ochranné terasy proti erozi zemědělské půdy apod [17].

Co přesně patří do zemědělského půdního fondu, určí případně orgán ochrany zemědělského půdního fondu [17].

Dne 27.10.2014 podpořila sněmovna v prvním čtení vládní novelu zákona o ochraně zemědělského půdního fondu. Dle této novely nebudou již součástí zemědělského půdního fondu rybníky s chovem ryb nebo vodní drůbeže, neboť pro ochranu zemědělské půdy toto zařazení nemá opodstatnění [34].

Jednotlivé pozemky jsou pod čísly evidovány v Katastru nemovitostí České republiky, který je souborem údajů o geometrickém a polohovém určení nemovitostí. Eviduje rovněž vlastnické a jiné věcné vztahy jako veřejný rejstřík. V současnosti existuje kromě evidence katastru nemovitostí (KN) ještě stále zjednodušená evidence pozemku katastru (PK). Postupně však probíhají pozemkové úpravy případně digitalizace katastru nemovitostí ČR, která má být dokončena do konce roku 2015. Po tomto roce by měly být evidovány v katastru nemovitostí již jenom parcely KN [38].

Mnohdy výměra parcely uvedená na katastru nemovitostí neodpovídá výměře skutečně užívané a právě tento problém řeší uživatelské bloky vedené v LPIS (Land Parcel Information Systems). Český LPIS je novou evidencí uživatelských vztahů k zemědělské půdě, která splňuje požadavky EU v rámci Společné zemědělské politiky uplatňované ve všech

členských státech. Tato evidence je potom podkladem při poskytování dotací na plochu z finančních prostředků EU [24].

3.1.1 Kvantitativní hodnocení zemědělského půdního fondu v ČR a v zemích EU

3.1.1.1 Struktura ZPF v ČR

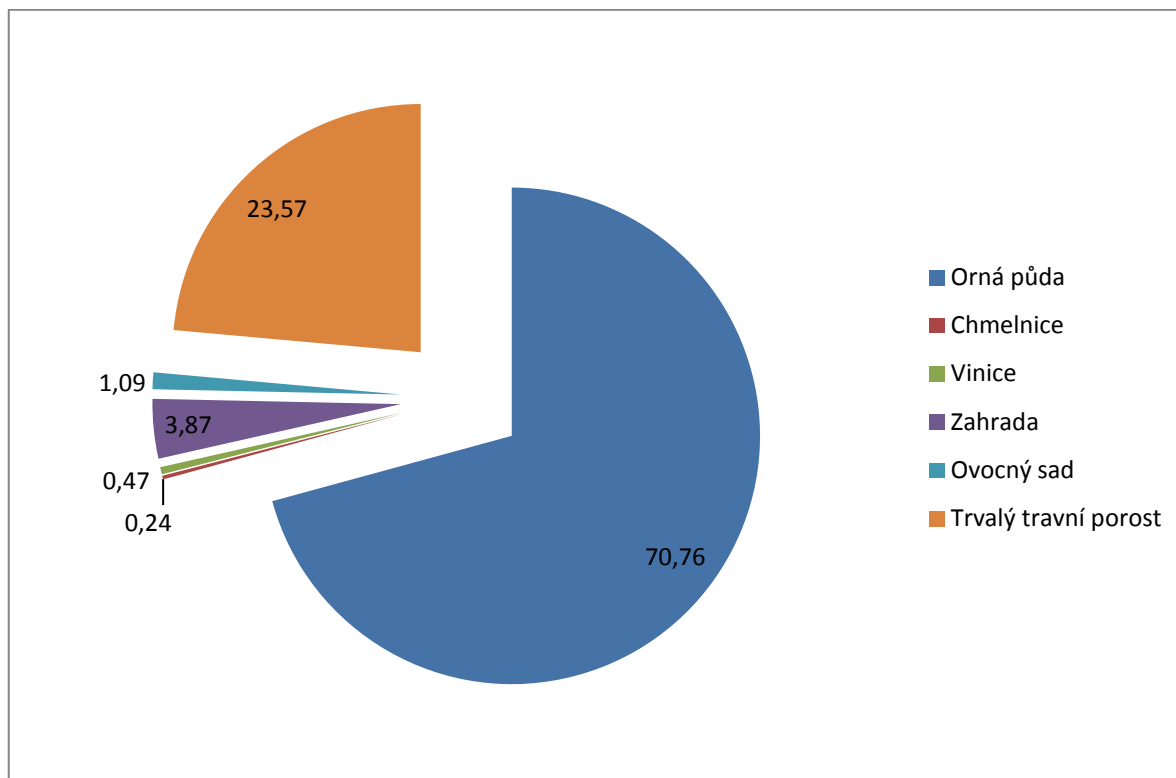
Česká republika disponuje k 31.12.2013 výměrou zemědělské půdy 4 219 867 ha, což představuje více než 53 % z celkové rozlohy zemědělského půdního fondu, tj. ze 7 886 707 ha. Orná půda tvoří 71 % zemědělské půdy. Procento zornění se v průběhu let velmi pomalu snižuje. V rámci zemí EU dosahovalo v roce 2012 zornění podílu 58 %. Podíl orné půdy ze zemědělského půdního fondu činil v roce 2013 téměř 38 %. V porovnání s ostatními zeměmi EU je to jedna z nejvyšších hodnot [37].

Tabulka 1: Půdní fond v České republice k 31. 12. 2013

Druh pozemku	Výměra		Parcely		Ø parc.
	ha	v %	ha	v %	ha
orná půda	2985792	37,86	4347891	20,67	0,69
chmelnice	10312	0,13	19895	0,09	0,52
vinice	19652	0,25	89064	0,42	0,22
zahrada	163476	2,07	2597265	12,35	0,06
ovocný sad	46172	0,59	94941	0,45	0,49
trvalý travní porost	994461	12,61	2618937	12,45	0,38
zemědělská půda	4219867	53,51	9767993	46,44	0,43
lesní pozemek	2663731	33,77	1475596	7,02	1,81
Vodní plocha	164377	2,08	596140	2,83	0,28
zastav.pl. a nádvoří	132090	1,67	4261113	20,26	0,03
ostatní plocha	706642	8,96	4931823	23,45	0,14
nezemědělská půda	3666840	46,49	11264672	53,56	0,33
celkem	7886707	100,00	21032665	100,00	0,37

Zdroj: Souhrnné přehledy o půdním fondu z údajů katastru nemovitostí [37]

Graf 1: Struktura zemědělské půdy v ČR k 31.12.2013 v %



Zdroj: Vlastní zpracování [37]

Tabulka č. 1 uvádí podrobně strukturu zemědělského půdního fondu k 31.12.2013 v České republice. V grafu č. 1 je pak znázorněna struktura zemědělské půdy ČR.

3.1.1.2 Struktura ZPF v EU

Celková výměra zemědělského půdního fondu 28 zemí EU dosahuje hodnoty 438 mil. ha, podíl zemědělské půdy ze ZPF tvoří necelých 43 % a zornění, tedy podíl orné půdy ze zemědělské půdy 58 %. V roce 2012 dosahuje mezi zeměmi EU podíl orné půdy ze zemědělského půdního fondu hodnoty 24,72 % [32].

Tabulka 2: Základní údaje o zemědělském půdním fondu v zemích EU v roce 2012

Země	ZPF v mil. ha	Zem. půda v %	Zornění v %	Země	ZPF mil. ha	Zem. půda v %	Zornění v %
Belgie	3,05	43,66	64,75	Švédsko	44,74	6,81	85,25
Dánsko	4,31	60,90	91,77	Bulharsko	11,10	46,15	64,75
Finsko	33,84	6,75	98,42	Česká rep.	7,89	53,57	74,72
Francie	54,91	52,52	63,42	Estonsko	4,52	21,14	64,96
Irsko	7,03	64,50	25,81	Kypr	0,93	13,50	73,26
Itálie	30,13	45,56	51,85	Lotyšsko	6,45	28,55	63,99
Lucembursko	0,26	50,74	47,60	Litva	6,53	43,53	79,53
Německo	35,72	46,66	71,02	Maďarsko	9,30	57,38	82,37
Nizozemsko	4,15	44,38	54,89	Malta	0,03	32,19	87,38
Portugalsko	9,22	39,43	29,98	Polsko	31,27	46,47	75,19
Rakousko	8,39	37,67	42,88	Rumunsko	23,84	57,61	64,06
Řecko	13,20	61,84	31,13	Slovensko	4,90	39,31	72,24
Spojené král.	24,36	70,53	36,15	Slovinsko	2,03	23,67	35,79
Španělsko	50,56	53,32	45,99	Chorvatsko	5,66	23,46	68,03
EU celkem	438,31	42,57	58,08				

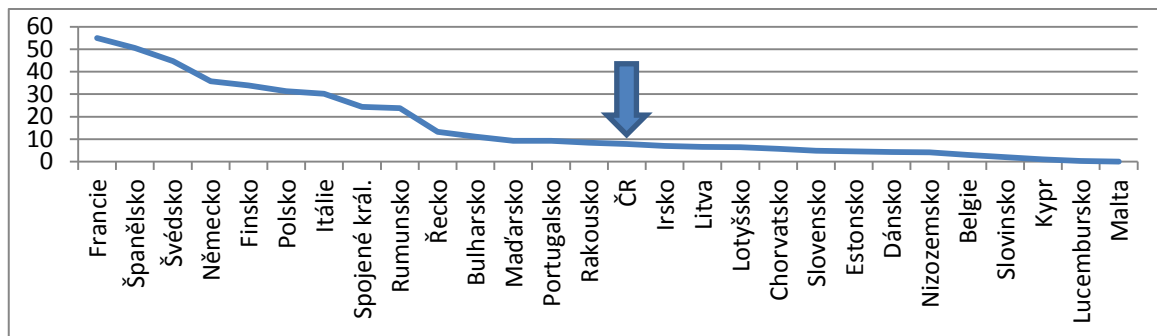
Zdroj: Vlastní zpracování [32]

Tabulka č. 2 uvádí jednak celkovou výměru zemědělského půdního fondu 28 zemí Evropské unie, dále podíl zemědělské půdy ze ZPF v % a podíl orné půdy ze zemědělské půdy (zornění) vyjádřené také v % [32].

Při porovnání údajů v rámci 28 zemí EU zaujímá Česká republika střední pozici, tedy 15. místo v celkové výměře zemědělského půdního fondu. Dále patří k zemím, které mají vyšší podíl zemědělské půdy z celkové výměry ZPF, tj. 7. místo. V zornění jako procentuálně vyjádřeném podílu orné půdy ze zemědělské půdy zaujímá ČR místo 21. Česká republika patří v rámci EU k zemím s téměř nejvyšším podílem orné půdy ze ZPF, tj. 40 %

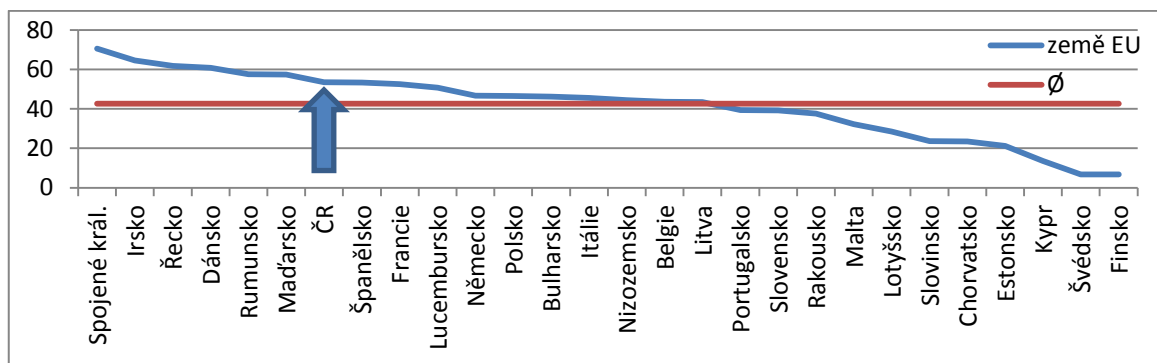
v roce 2012, což představuje 26. místo. Vyšší podíl orné půdy v EU má v tomto roce pouze Maďarsko (47,26 %) a Dánsko (56,12 %). Podíl orné půdy na ZPF celé EU je 24,72 % [32].

Graf 2: Celková výměra půdního fondu zemí EU v milionech ha, rok 2012



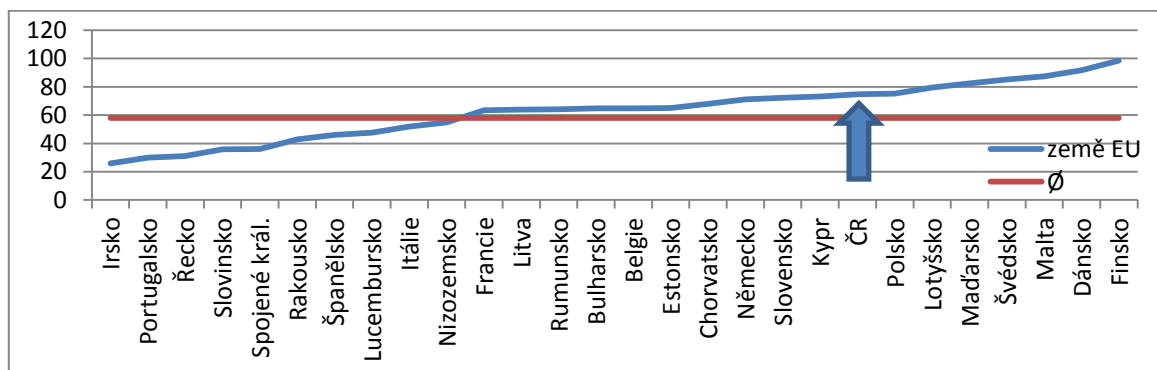
Zdroj: Vlastní zpracování [32]

Graf 3: Podíl zemědělské půdy zemí EU z celkové výměry ZPF v %, rok 2012



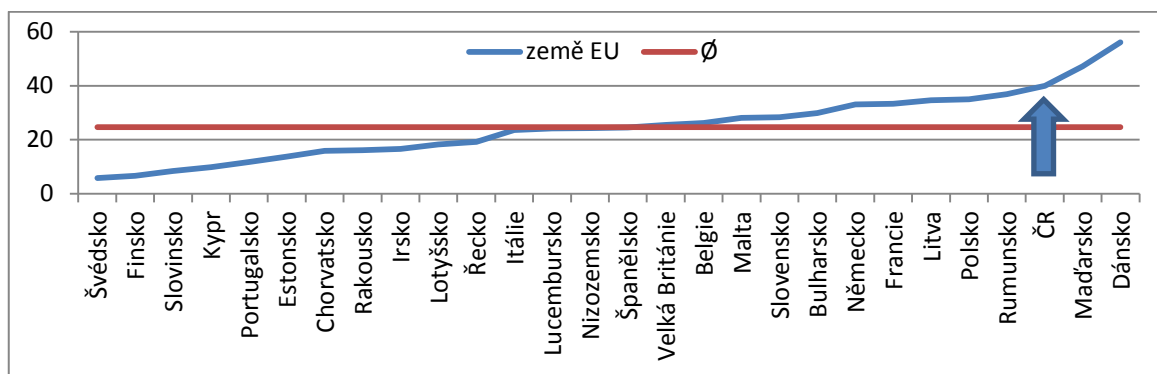
Zdroj: Vlastní zpracování [32]

Graf 4: Podíl orné půdy zemí EU ze zemědělské půdy (zornění) v %, rok 2012



Zdroj: Vlastní zpracování [32]

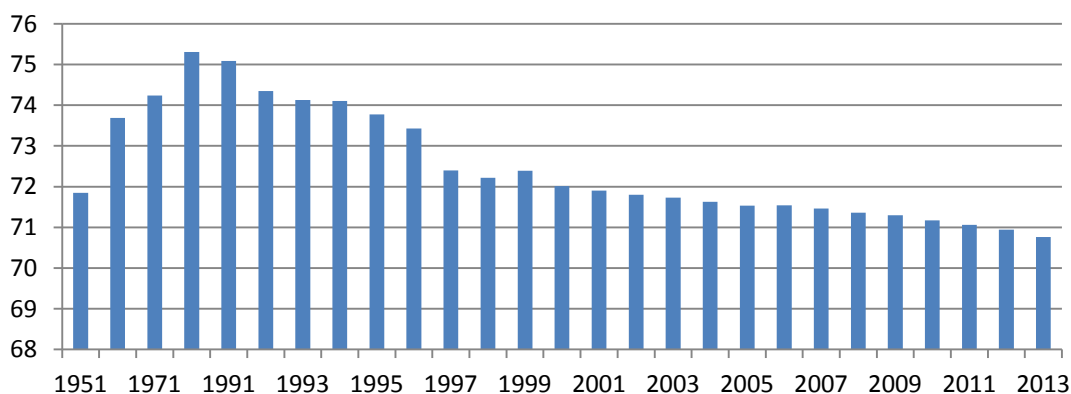
Graf 5: Podíl orné půdy zemí EU ze zemědělského půdního fondu v %, rok 2012



Zdroj: Vlastní zpracování [32]

Zemědělství a krajina českých zemí se za uplynulých 50 let velmi změnila. Zejména kolektivizace a scelování pozemků negativně narušily přirozenou rovnováhu ekosystémů. Pro zemědělsky obhospodařovanou krajinu v ČR jsou typické příliš velké hony s malým množstvím krajinných prvků, tj. remízků, mezí apod. Tyto plochy jsou pak nadměrně ohroženy půdní erozí. Přes veškeré snahy zůstává zornění, jako podíl orné půdy na celkové rozloze zemědělské půdy v ČR jedno z nejvyšších v Evropské unii. Vyšší zornění v EU má v roce 2012 pouze 7 zemí; Polsko, Lotyšsko, Maďarsko, Švédsko, Malta, Dánsko a Finsko. Společná zemědělská politika v rámci zemí EU motivuje zemědělce k rozšíření ploch trvalých travních porostů formou dotací. Zornění tak v České republice pomalu klesá, což prezentuje graf č. 6 [28].

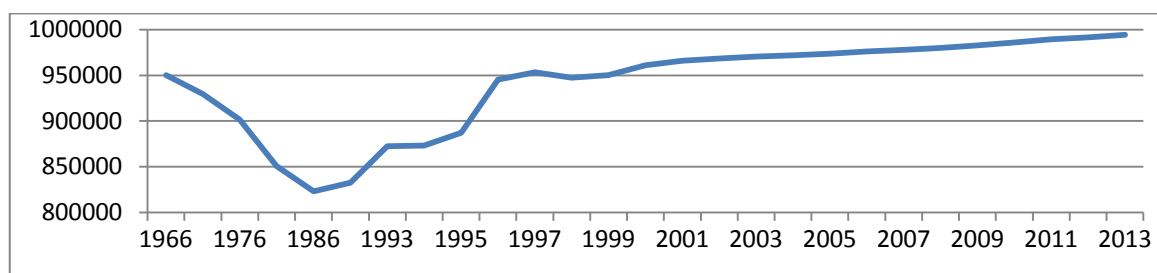
Graf 6: Vývoj zornění v ČR v letech 1951 až 2013 (v %)



Zdroj: Vlastní zpracování [37]

Procento zornění klesá a pomalu roste plocha trvalých travních porostů v ČR, což je patrné z grafu č. 7. V období 60. až 70. let minulého století výměra TTP klesala, docházelo k rozorání. Teprve počátkem 90. let dochází k nárůstu plochy TTP, která roste již pomaleji po roce 2000 a v roce 2013 tvořila v ČR výměru 991 523 ha, tj. 23,57 % ze zemědělské půdy [37].

Graf 7: Vývoj výměry TTP v ČR v letech 1966 až 2013 (v ha)

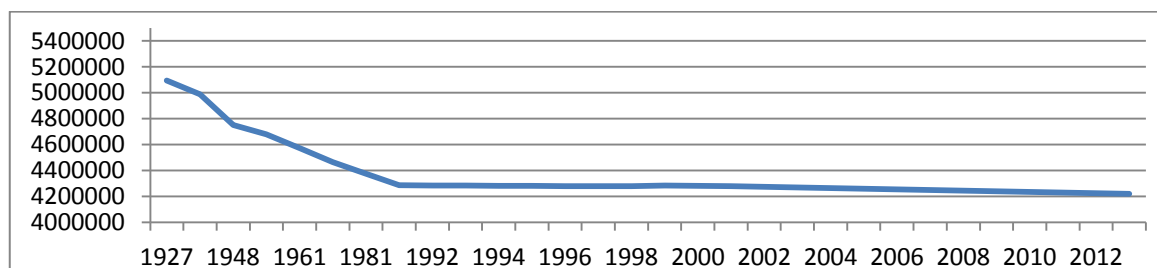


Zdroj: Vlastní zpracování [37]

Zemědělské půdy stále ubývá. K největším úbytkům docházelo v 50. až v 70. letech 20. století v důsledku záborů zemědělské půdy za účelem výstavby budov, dopravních sítí a vzniku povrchových a podzemních dolů. Od roku 1921 klesla výměra zemědělské půdy o 846 tisíc ha, což představuje více než 20 %. Tento trend stále trvá, avšak výměra zemědělské půdy klesá po roce 1990 mnohem pomaleji [2].

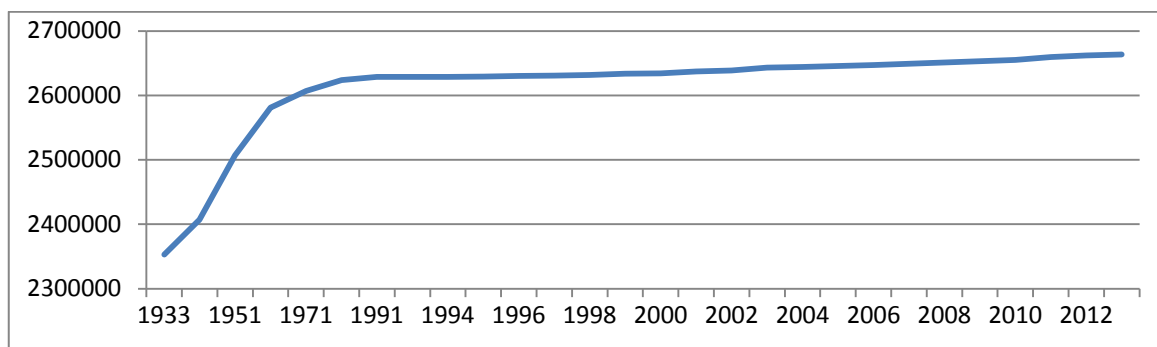
Úbytek zemědělské půdy po roce 1990 byl způsoben především převody do ostatních ploch (stavebních pozemků) a do lesního půdního fondu. Znamená to tedy, že výměra nezemědělské půdy naopak roste. Nejedná se ale ve větší míře o zalesňování, nýbrž o zpřesnění evidence, respektive o převod náletově zalesněných ploch ze zemědělské půdy do půdy lesní [11].

Graf 8: Vývoj výměry zemědělské půdy v ČR v letech 1927 až 2013 (v ha)



Zdroj: Vlastní zpracování [11, 37]

Graf 9: Vývoj výměry lesní půdy v ČR v letech 1933 až 2013 (v ha)

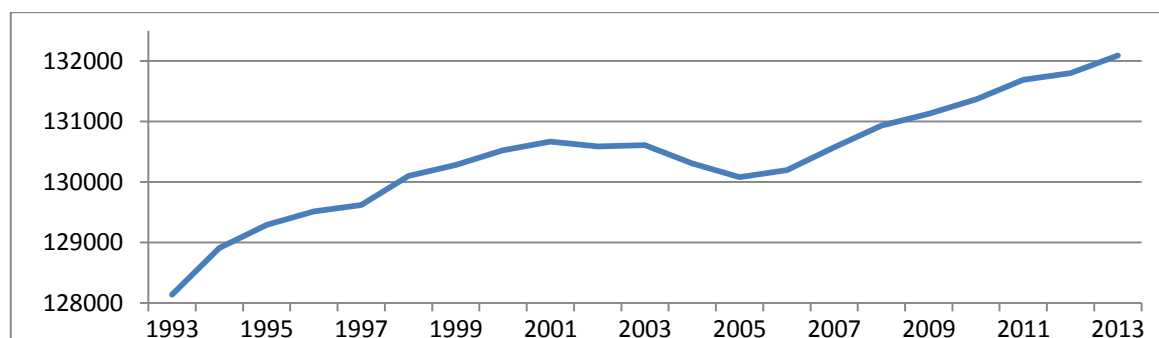


Zdroj: Vlastní zpracování [37]

Zákon o ochraně zemědělského půdního fondu stanoví podmínky pro odnětí zemědělské půdy ze ZPF. K tomuto úkonu je potřeba souhlasu orgánu ochrany zemědělského půdního fondu. Dle novely zákona nebude tento souhlas požadován v případě odnětí půdy ze ZPF na stavby v zastavěném území včetně souvisejících zastavěných ploch o výměře do 25 m², signálů, stabilizačních kamenů a jiných značek pro geodetické účely, vstupních šachet podzemního vedení a stožárů nadzemních vedení, mobilních sítí (pokud nepůjde o plochu větší než 30 m²), přečerpávacích stanic, vrtů a studní a stanic nadzemního nebo podzemního vedení a větrných jam (pokud nepůjde o plochu větší než 55 m²), pro obnovu přirozených koryt vodních toků nebo k nezemědělským účelům po dobu kratší než jeden rok včetně doby potřebné k uvedení půdy do původního stavu. Půdu lze odejmout ze ZPF trvale nebo dočasně. Dočasně lze půdu odejmout jen v případě, že po ukončení účelu jejího odnětí bude dotčená plocha rekultivována podle schváleného plánu rekultivace tak, aby mohla být vrácena do zemědělského půdního fondu. Zákon stanoví další podmínky odnětí ze ZPF včetně výše odvodů a subjektů, které jsou od placení osvobozeny. Dle novely zákona se odvody za trvale odnímanou půdu nestanoví, jde – li o odnětí půdy pro stavby zemědělské prvovýroby, uskutečňované evidovaným zemědělským podnikatelem podle zákona o zemědělství, výstavbu zemědělských účelových komunikací sloužících pro obhospodařování zemědělských a lesních pozemků, stavby a zařízení protierozní ochrany, stavby čistíren odpadních vod, změnu druhu pozemku na ostatní plocha se způsobem využití zeleň, zalesnění pro zřizování rybníků s chovem ryb nebo vodní družbeže na pozemcích v třídách ochrany IV a V, uskutečňované evidovaným zemědělským podnikatelem podle zákona o zemědělství, stavby ve veřejném zájmu, jejichž hlavním účelem je ochrana před povodněmi, cyklistické stezky nebo zajištění zájmů ochrany přírody

a krajiny podle zákona o ochraně přírody a krajiny převedením do druhu pozemku; ostatní plocha se způsobem využití neplodná půda, vodní plocha se způsobem využití zamokřená plocha, lesní pozemek se způsobem využití les jiný než hospodářský. Následující graf č. 10 zobrazuje vývoj výměry zastavěné plochy v letech 1993 až 2013 [17, 34].

Graf 10: Vývoj výměry zastavěné plochy v ČR v letech 1993 až 2013 (v ha)

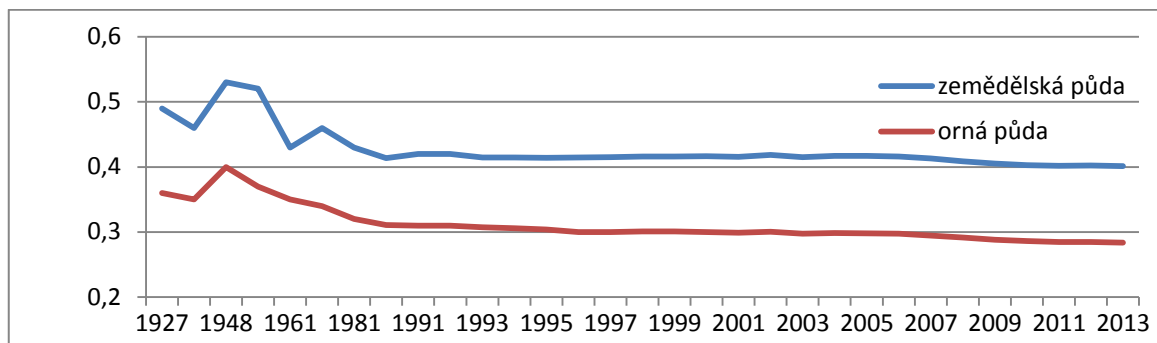


Zdroj: Vlastní zpracování [37]

3.1.1.3 Výměra zemědělské půdy na 1 obyvatele k 31.12.2013 v ČR

Ke konci roku 2013 žilo v České republice 10 516 125 obyvatel. Podíl zemědělské půdy na 1 obyvatele činil 0,4013 ha a podíl orné půdy 0,2839 ha. V grafu č. 11 je prezentován vývoj podílu zemědělské půdy a orné půdy v ha na 1 obyvatele v českých zemích v letech 1927 až 2013. Nárůst je vykázan kolem roku 1950 pravděpodobně vzhledem ke snížení počtu obyvatel v tomto období, jelikož zemědělská a orná půda v těchto letech trvale klesala viz graf č. 8. V dalších letech zhruba od 90. let 20. století je podíl zemědělské a orné půdy na obyvatele poměrně stabilní [37].

Graf 11: Vývoj výměry zem. a orné půdy v ha/1 obyv. v ČR v letech 1927 až 2013

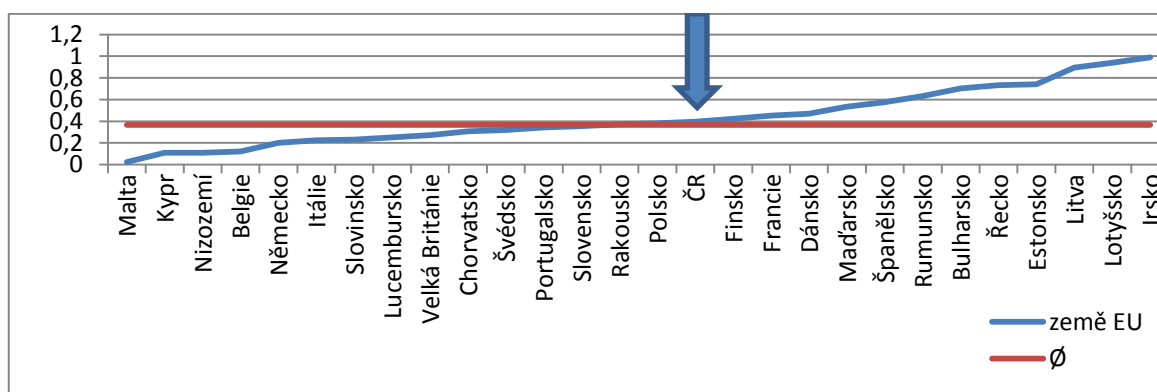


Zdroj: Vlastní zpracování [20, 37]

3.1.1.4 Výměra zemědělské půdy na 1 obyvatele k 31.12.2012 v EU

V rámci 28 zemí Evropské unie patří Česká republika k zemím s vyšší výměrou zemědělské půdy a orné půdy v ha na 1 obyvatele, což dokládají níže uvedené grafy. V roce 2012 zaujala ČR ve výměře zemědělské půdy v ha/1 obyvatele 16. místo s hodnotou 0,4020 ha. V průměru připadalo na 1 obyvatele EU v tomto roce 0,3668 ha zemědělské půdy [32].

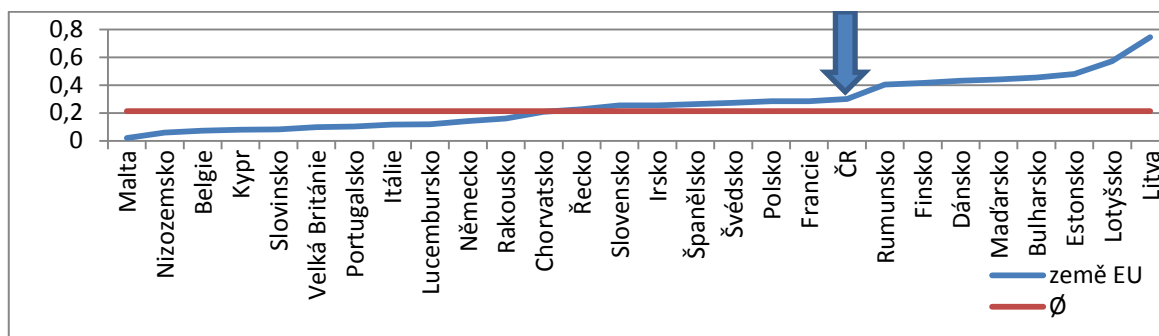
Graf 12: Výměra zemědělské půdy v ha/1 obyvatele v zemích EU, rok 2012



Zdroj: Vlastní zpracování [32]

Ve výměře orné půdy v ha/1 obyvatele v roce 2012 se ČR umístila na 20. místě s hodnotou 0,3004 ha. V EU připadá 0,2131 ha orné půdy na 1 obyvatele, jak uvádí graf č. 13.

Graf 13: Výměra orné půdy v ha/1 obyvatele v zemích EU, rok 2012



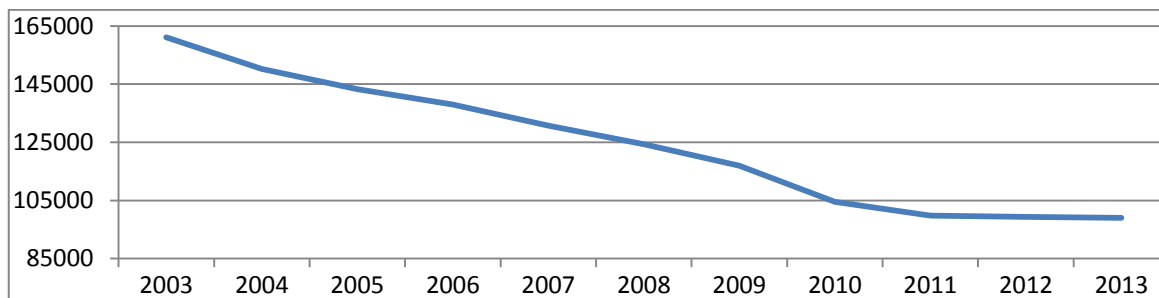
Zdroj: Vlastní zpracování [32]

3.1.1.5 Výměra zemědělské půdy na 1 pracovníka v zemědělství v ČR

Počet zaměstnanců v českém zemědělství stále klesá, jedná se o dlouhodobý trend odlivu zaměstnanců z oboru. Rovněž dochází ke stárnutí pracovníků, v tomto sektoru převažují muži nad ženami (podíl cca 30 : 70). Jedním z důvodů odlivu počtu lidí může být logická souvislost s klesající potřebou počtu pracovníků v návaznosti na klesající plochy orné půdy, klesající stavy skotu, prasat a další. Respektive transformace zemědělství a přizpůsobení se tržním podmínkám s sebou nese zároveň ekonomickou potřebu minimalizovat vstupy tedy i nákladnou pracovní sílu. Tomuto napomáhají rozvíjející se moderní technologie na údržbu porostů, chov hospodářských zvířat atd. Značný vliv může mít rovněž měnící se struktura hospodařících jednotek, tj. např. zvyšující se podíl rodinných farem [14, 30].

Vývoj počtu pracovníků v zemědělské výrobě v ČR znázorňuje graf č. 14.

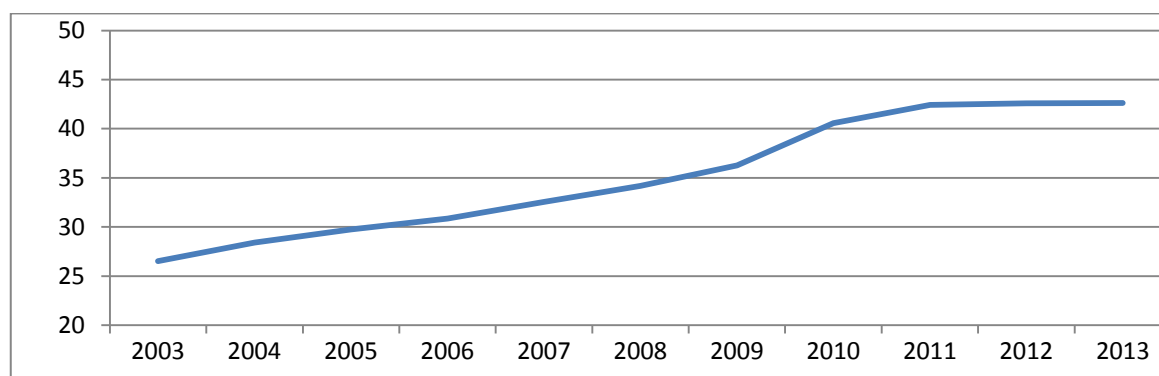
Graf 14: Počet pracovníků v zemědělství v ČR v letech 2003 až 2013



Zdroj: Vlastní zpracování [4]

Počet pracovníků v zemědělství klesá rychleji, než ubývá zemědělské půdy, z tohoto důvodu roste výměra zemědělské půdy na 1 pracovníka v zemědělství ČR, což prezentuje graf č. 15. V roce 2013 připadala na 1 pracovníka v zemědělství výměra zemědělské půdy ve výši 42,62 ha při počtu 99 tisíc pracovníků v ČR. Z uvedeného vyplývá, že roste produktivita práce v zemědělství.

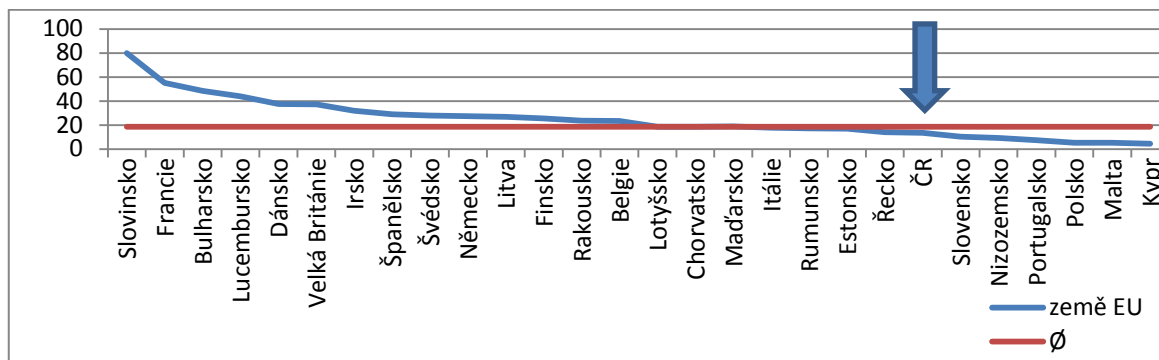
Graf 15: Výměra zem. půdy v ha na 1 pracovníka v zemědělství v ČR (2003 až 2013)



Zdroj: Vlastní zpracování [4, 10, 37]

Klesající počet pracovníků v celém agrárním sektoru, který kromě zemědělství zahrnuje i navazující sektory jako např. potravinářství a další, je trendem v rámci všech zemí EU. Výměra zemědělské půdy v ha na 1 pracovníka v agrárním sektoru roste. Česká republika v porovnání s ostatními zeměmi EU zaměstnává poměrně vysoký počet pracovníků, naznačuje to 22. místo ve výměře zemědělské půdy v ha na 1 pracovníka v agrárním sektoru v roce 2012, tj. výměra 13,54 ha zemědělské půdy/1 pracovníka v agrárním sektoru ČR. Nejvyšší výměru na 1 pracovníka v EU má Slovinsko (79,95 ha) a nejnižší Kypr (4,46 ha). V EU připadá průměrně 18,57 ha zemědělské půdy na 1 pracovníka v agrárním sektoru [32].

Graf 16: Výměra zem. půdy v ha/1 prac. v agrárním sektoru v zemích EU (2012)



Zdroj: Vlastní zpracování [32]

3.1.2 Kvalitativní hodnocení zemědělského půdního fondu

V rámci evropského prostoru lze Českou republiku zařadit mezi země podhorského až horského typu se zemědělským půdním fondem v méně příznivých půdně – klimatických podmínkách. Větší část ZPF, tj. 60 % se nachází na půdách méně až málo úrodných. 40 % orné půdy je nadprůměrně úrodných, 53 % podprůměrně a 6 % orné půdy je plochou pro zemědělské hospodaření zcela nevhodnou [11].

Plochy v nadmořské výšce nad 500 m n. m. možno považovat za méně příznivé pro zemědělské hospodaření. S ohledem na poměrně vysokou hustotu osídlení ČR je zemědělská činnost provozována až do výšek 1250 m n. m. V nadmořské výšce nad 500 m n. m. se nachází zhruba 28 % ZPF, z toho v nadm. výšce 600 až 700 m n. m. kolem 8 % ZPF a nad 700 m n. m. 3 % ZPF [11].

3.1.2.1 Eroze půdy

Kvalita půdy je ohrožena erozí, která je nejvýznamnějším faktorem úbytku organické hmoty z půdy. Jedná se o erozi vodní nebo erozi větrnou. Ztráta organické hmoty může být způsobena rovněž nevhodnou agrotechnikou a chemizací zemědělství. V těchto případech je však pokles organické hmoty v půdě pomalejší. V porovnání s řadou zemí v celosvětovém měřítku má území ČR nízký erozní potenciál. Způsob zemědělského hospodaření v minulosti však zvýšil erozní náchylnost krajiny ČR [2].

Ohrožení zemědělské půdy vodní erozí souvisí s řadou faktorů; mimo jiné také s délkou svahu a sklonitostí pozemků. BPEJ (bonitovaná půdně ekologická jednotka) ob-

sahuje také údaj o rozpětí sklonitosti půd, který je možné využít k určení faktoru sklonitosti. Velkovýrobní systém zemědělského hospodaření v ČR významně ovlivnil strukturu krajiny a délku svahů. Vodní erozí je ohrožena již zemědělská půda se sklonitostí 3^0 . Přitom na území ČR má 43 % zemědělské půdy sklonitost $3^0 - 7^0$, 10 % zemědělské půdy sklonitost $7^0 - 12^0$ a 0,8 % zemědělské půdy má sklon vyšší než 12^0 [2].

Pro účely mapového zpracování byly stupně vyjádřeny v šesti kategoriích ohroženosti zemědělské půdy a hodnoty faktorů byly převedeny do grafického informačního systému (GIS). Dále byly vypočteny ztráty půdy, kdy přípustná mez erozní ztráty u středně hlubokých půd v České republice činí 4 t/ha/rok [2].

V ČR je potenciaálně ohroženo vodní erozí 42 % zemědělské půdy, z toho nejvyšším stupněm vodní eroze 14 % zemědělské půdy. Nejvíce jsou ohroženy zemědělské oblasti na jihu Moravy, kde se nachází vysoký podíl erozně náchylné orné půdy. Rovněž 5–10 % lesní půdy v ČR je ohroženo vodní erozí. Větrnou erozí je v ČR ohroženo až 7,5 % zemědělské půdy, z toho nejvyšším stupněm ohrožení 0,3 %. Takto jsou ohroženy okresy Břeclav, Znojmo a Hodonín [2].

Eroze je celosvětovým problémem, kdy negativní dopady nejsou pouze ve splavení zemědělské půdy, nýbrž také v ukládání těchto částic na jiných místech. Dochází tak k zanášení vodních toků a nádrží, k pronikání zbytků agrochemikálií a rizikových látek do vodního prostředí. Tímto fenoménem tedy není ohrožena pouze úrodnost zemědělských půd, ale jsou také ohroženy ostatní složky životního prostředí, a to zejména kvalita vody [2].

Mezi soubor protierozních opatření patří; organizační změny (delimitace kultur – zatravnění půdy na sklonitých pozemcích, protierozní rozmístění plodin – např. brambory a kukuřici nepěstovat na pozemcích určitého sklonu, pásové hospodaření a komplexní pozemkové úpravy), opatření agrotechnického charakteru (vrstevnicové obdělávání, ochranné obdělávání půd a protierozní technologie pěstování vybraných plodin) a opatření technické (terénní urovnání, tvorba mezí a terasování). V rámci EU jsou tyto aktivity různě podporovány finančně v podobě dotací [2].

Vodní eroze může rovněž zvyšovat acidifikaci (kyselost) zemědělské půdy; odnosem půdy dojde k obnažení kyselejšího podorničí, selektivním vymýváním prvků K, Ca, Mg nebo odplavováním aplikovaného vápníku ještě před průběhem neutralizující reakce.

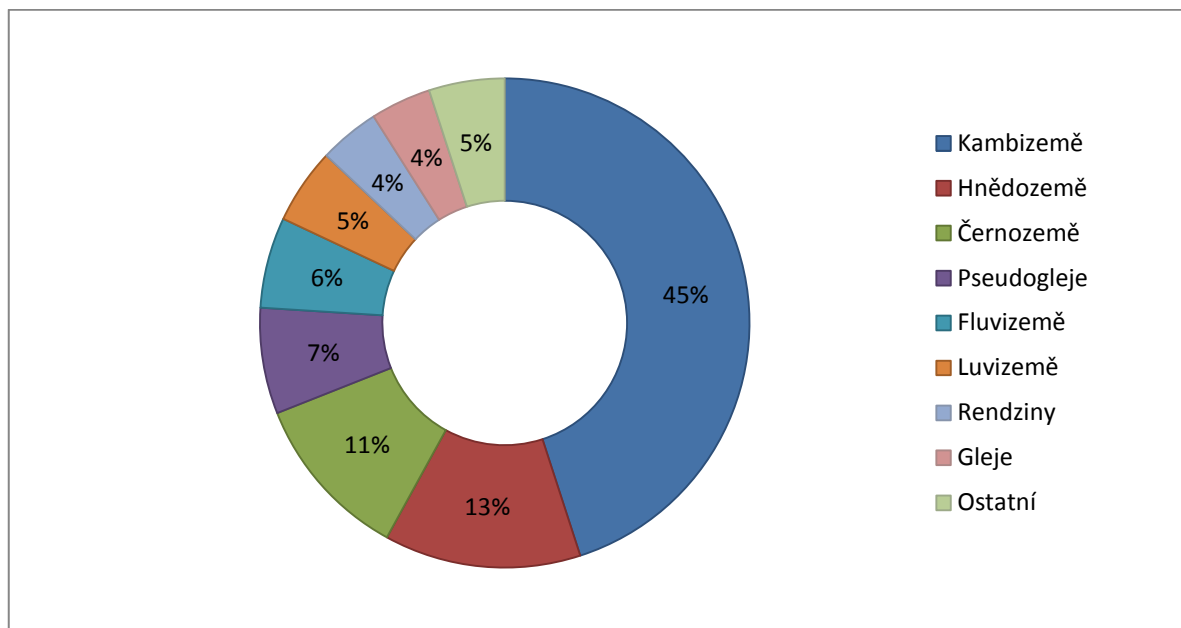
Spotřeba vápenatých hmot v ČR v rámci zemědělského hospodaření značně poklesla, přibývá tak pozemků s kyselou půdní reakcí a nízkou zásobou živin [2].

Fyzikální stav půdy je negativně ovlivněn používáním těžké zemědělské techniky. Zhutněním je v ČR ohroženo až 45 % zemědělské půdy. Náchylnost půdy k utužení se liší v rámci půdních druhů a půdních typů. Obecně je vyšší riziko u půd těžších s nižším obsahem humusu (např. pedozemě nebo kambizemě pelické s vysokým obsahem jílu) než na půdách lehkých (např. regozemě, kambizemě arenické s vysokým obsahem písku) nebo vysoce humózních (organozemě) [2].

3.1.2.2 Půdní typy

V České republice je nejrozšířenějším půdním typem **kambizemě**, která tvoří 45 % půd a nachází se v různých nadmořských výškách. Na této zemědělské půdě se pěstují nenáročné plodiny (řepa, píce, řepka), ve vyšších polohách jsou na nich lesy nebo pastviny. **Hnědozemě**, půda nížin a rovinatějších ploch, jsou vhodné pro pěstování obilovin. Tvoří 13 % zemědělské půdy. K neúrodnějším půdám se řadí **černozemě**. V ČR jsou zastoupeny z 11 %. Nachází se v nížinách v teplejších oblastech s menším množstvím srážek a jsou vhodné pro pěstování pšenice, kukuřice, vinné révy, zeleniny, chmele atd. Zamokřené půdy – **pseudogleje** zabírají 7 % půd v rovinách a jsou méně úrodné, využívány zejména jako louky. Podél povodí se nachází **fluvizemě** – 6 %. Méně živin obsahují **luvizemě**, které tvoří 5 % zemědělské půdy. Trvale podmáčené půdy – **gleje** činí výměru 4 % zemědělské půdy v ČR [16].

Graf 17: Zastoupení jednotlivých typů půd v ČR v %



Zdroj: Vlastní zpracování [16]

3.1.2.3 Kategorizace zemědělského území

Od 20. let minulého století se v České republice prováděla kategorizace zemědělského území za různými účely; poskytování dotací a podpor, daňové účely, statistika, srovnávací hodnocení zemědělských subjektů, analýza produkčních a ekonomických výsledků atd [8].

V současnosti jsou uplatňovány tři typy kategorizace zemědělské půdy:

- Zemědělské výrobní oblasti
- Znevýhodněné oblasti pro zemědělce (Less Favoured Areas – LFA)
- Zranitelné oblasti

[8]

3.1.2.4 Zemědělské výrobní oblasti

Nejstarší kategorizací na území ČR jsou zemědělské výrobní oblasti, které vytváří třídící základnu katastrálních území. Jsou takto vymezeny čtyři výrobní typy a jedenáct podtypů:

- **Výrobní oblast kukuřičná (K)**, typ kukuřično–řepařsko–obilnářský, podtyp K1, K2, K3
 - **Výrobní oblast řepařská (Ř)**, typ řepařsko–obilnářský, podtyp Ř1, Ř2, Ř3
 - **Výrobní oblast bramborářská (B)**, typ bramborářsko–obilnářský, podtyp B1, B2, B3
 - **Výrobní oblast horská (H)**, typ pícninářský s rozhodujícím zaměřením na chov skotu, podtyp H1, H2
- [8]

3.1.2.5 Znevýhodněné oblasti pro zemědělce (LFA)

Od roku 1975 funguje v EU režim podpory zemědělců v znevýhodněných oblastech (LFA). Tento systém pomáhá zachovat zemědělskou činnost a ráz krajiny v horských oblastech, v jiných znevýhodněných oblastech než horských (přechodné znevýhodněné oblasti) a v oblastech se specifickým znevýhodněním [8].

Horské oblasti pokrývají téměř 16 % zemědělsky využívaných ploch EU, 31 % zemědělské plochy EU tvoří tzv. přechodné znevýhodněné oblasti. Pokračovat v udržitelném zemědělství v oblastech, kde to ztěžují podnební a půdní podmínky, je velmi důležité z důvodu ochrany krajiny, biodiverzity, předcházení lesních požárů a zdokonalení hospodaření s vodou a půdou. Nicméně dotace EU by se měly poskytovat pouze tam, kde jsou půdní a podnební podmínky velmi nepříznivé a zemědělskou činnost značně komplikují [8].

Znevýhodněné oblasti v ČR v letech 2004 – 2006 vymezuje nařízení Rady (ES) 1257/1999 o podporování rozvoje venkova prostřednictvím Evropského orientačního a záručního fondu pro zemědělství. Od roku 2000 byla zdůrazněna ochrana životního prostředí. Kompenzační platba LFA je přiznána také pro území s environmentálními omezeními. Pro další období 2007 – 2013 jsou v ČR znevýhodněné oblasti vymezeny nařízením vlády č. 75/2007 Sb., o podmínkách poskytování plateb za přírodní znevýhodnění v horských oblastech, oblastech s jinými znevýhodněními a v oblastech NATURA 2000 na zemědělské půdě, ve znění NV č. 113/2008 Sb [8].

Kriteria pro stanovení méně příznivých oblastí:

- **Horská oblast typu HA** (obce nebo k.ú. s nadm. výškou nad 600 m n. m. a zároveň se svažítostí vyšší než 15 % na 50 % území této obce nebo k.ú.).
- **Horská oblast typu HB** (obce nebo k.ú. nesplňující kriteria pro oblast typu HA, které však byly za účelem zachování celistvosti horské oblasti do této oblasti zařazeny).
- **Ostatní méně příznivá oblast OA** (obce s výnosností zemědělské půdy nižší než 34 bodů na území kraje s hustotou obyvatel v průměru nižší než 75 obyvatel/km² a podíl pracujících v zemědělství na celkovém počtu práce-schopného obyvatelstva vyšší než 8 %).
- **Ostatní méně příznivá oblast typu OB** (obce s výnosností zemědělské půdy 34 až 38 bodů na území kraje s hustotou obyvatel v průměru nižší než 75 obyvatel/km² a podílem pracujících v zemědělství na celkovém počtu práce-schopného obyvatelstva vyšším než 8 %).
- **Specifická oblast typu S** (obce nebo k.ú. s výnosností zemědělské půdy nižší než 34 bodů nebo s výnosností 34 až 38 bodů a zároveň se sklonitostí vyšší než 7° na 50 % zemědělské půdy obce nebo k.ú.).
- **Specifická oblast typu SX** (obce nebo k.ú., které byly zařazeny v LFA v období 2004 – 2006 a z důvodu aktualizace již nesplňují kriteria LFA)

[8]

V případě plateb LFA se jedná o podporu extenzivního způsobu hospodaření nikoli intenzivního, což představuje především údržba trvalých travních porostů. Jednotlivé sazby plateb LFA v letech 2004 – 2006:

- H^A 4680 Kč/ha travních porostů
- H^B 4014 Kč/ha travních porostů
- O^A 3490 Kč/ha travních porostů
- O^B 2820 Kč/ha travních porostů
- S 3420 Kč/ha travních porostů

Pro období let 2007 – 2013 se sazby LFA nezměnily. Pouze oblast S byla snížena na 85 % sazby z předchozího období. Česká republika nevyužila možnost aktualizovat sazby plateb LFA podle změněné ekonomické situace zemědělství po vstupu ČR do EU [7].

V roce 2015 je plánováno spustit opatření Platby pro oblasti s přírodními či jinými zvláštními omezeními (méně příznivé oblasti LFA) v rámci připravovaného Programu rozvoje venkova (PRV) na období 2014 – 2020. Nyní je tento dokument schválen Usnesením Vlády ze dne 9. července 2014 č. 532 a tato verze návrhu byla odeslána Evropské komisi. Opatření LFA má stejnou strukturu jako předchozí programové období, rozděluje se na 3 oblasti; horská, ostatní a specifická. Metodika LFA se nemění, uvnitř horské LFA však nově došlo k rozdělení do pěti podoblastí označených H1 – H5 a to v závislosti na nadmořské výšce a svažitosti území. Platba od roku 2015 nebude poskytována jen na travní porosty, jako tomu bylo do roku 2014 včetně, ale na celou plochu zemědělské půdy vymezené jako horské LFA [27].

Ostatní LFA jsou předmětem redefinice a to na základě znevýhodnění definovaných přílohou III Nařízení Evropského Parlamentu a Rady (ES) č. 1305/2013 o podpoře z Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova (EZFRV). Členské státy jsou povinny tyto oblasti redefinovat a nejpozději v roce 2018 tyto změny uplatnit. ČR využila možnost ponechat vymezení těchto oblastí v letech 2015 – 2016 beze změny [27].

Od roku 2018 bude uplatněno nové vymezení ostatních LFA a to na základě kritérií nízká teplota, podmáčené půdy, hloubka půdy, zrnitost půdy, skeletovitost půdy, svažitost, kyselá půdy. Platby a sazby budou diferencovány do pěti kategorií O1 až O5 [27].

3.1.2.6 Zranitelné oblasti

Nitrátová směrnice – směrnice Rady 91/676/EHS o ochraně vod před znečištěním dusičnany ze zemědělských zdrojů byla přijata v roce 1991. Toto opatření následovalo po zjištění, že zemědělství patří k největším znečišťovatelům vod dusičnany, které poškozují životní prostředí. Zvýšené koncentrace dusičnanů v povrchových a podzemních vodách používaných jako zdroj pitné vody v oblastech intenzivního zemědělství ohrožovaly zdraví lidí. Cílem nitrátové směrnice je snížit znečištění vod způsobené dusičnany ze zemědělských zdrojů a předcházet dalšímu znečištění [5].

V ČR bylo vydáno Nařízení vlády č. 103/2003 Sb., o stanovení zranitelných oblastí a o používání a skladování hnojiv a statkových hnojiv, střídání plodin a provádění protierozních opatření v těchto oblastech s účinností od 25.2.2008, část § 9 odst. 2 a 4

od 1.1.2014. Následovala další nařízení vlády č. 108/2008 Sb., kterým se mění nařízení z roku 2003 [8].

Zranitelné oblasti jsou územně vymezeny katastrálním územím. V ČR se 44 % zemědělské půdy nachází ve zranitelných oblastech, tj. 49 % orné půdy. Zranitelné oblasti souvisí s půdněklimatickými podmínkami stanoviště. Nařízení vlády stanovuje v těchto oblastech pravidla pro používání hnojiv a statkových hnojiv, především je omezeno množství dusíku v nich (maximálně 170 kg/ha) a jsou stanovena protierozní opatření. Kapacita skladovacích prostor pro statková hnojiva musí být dostatečná tak, aby mohla být hnojiva v případě zákazu hnojení uskladněna [8].

3.2 Bonitace

Bonitací rozumíme ekonomické hodnocení zemědělské půdy, tj. stupeň schopnosti nebo vhodnosti půdy pro pěstování kulturních rostlin. Jedná se o relativní posouzení produkční schopnosti různých půd na základě třídění (klasifikace) [12].

Na území České republiky má bonitace a oceňování půd více než 200 letou tradici. Původně vznikla pro potřeby státních institucí z fiskálních důvodů (spravedlivé rozdělení pozemkové daně), později se projevila nutnost poznat produkční potenciál půdy v zájmu racionalizace a ochrany [12].

V padesátých letech minulého století proběhl geonomický průzkum a rajonizace zemědělské výroby. Na komplexní průzkum půd (KPP) v roce 1961 (souběžné řešení půdoznaleckého průzkumu půd a soustavného agronomického šetření ornice) navázala nová bonitace zemědělského půdního fondu na základě usnesení vlád České socialistické republiky č. 101 z 11. května 1971, vlády Slovenské socialistické republiky č. 91 z 16. února 1972 a vlády Československé socialistické republiky č. 98 z 23. května 1972 [12].

Bonitační výzkum bylo nutné řešit interdisciplinárně, tj. vzájemnou spoluprací výzkumných ústavů. Na řešení bonitace se podílel Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky (VÚZE), Výzkumný ústav meliorací a ochrany půd (VÚMOP) a Výzkumný ústav rostlinné výroby (VÚRV) [6].

„Základní složky bonitace tvoří bonitační klasifikační soustava a ekonomická charakteristika všech jejích jednotek, umožňující propojení BPEJ se soustavou ekonomických ukazatelů v jednotném bonitačním systému [6].“

Bonitační klasifikace byla zpracována pro zemědělskou půdu, a to souběžně ve dvou liniích:

- **Terénní** (přenesení informací z KPP do BPEJ, zmapování zemědělské půdy, zanesení výsledků do map BPEJ (1: 5000) a do databáze BPEJ).
- **Ekonomická** (na vzorových pozemcích o celkovém počtu 7000 byly získány informace o výnosech a přímých nákladech 10 hlavních zemědělských plodin; pšenice ozimá, ječmen jarní, žito, oves, kukuřice na zrno, kukuřice silážní, brambory, cukrovka, víceleté pícniny, řepka, k BPEJ byly přiřazeny normativy naturálních výnosů a nákladů, tyto údaje jsou průběžně aktualizovány).

[6]

3.2.1 Bonitační informační systém

V současnosti má bonitace ZPF podobu bonitačního informačního systému, který se skládá ze dvou propojených částí:

- **Půdně kartografický informační systém** (soubor map s vymezením BPEJ – pětimístný číselný kód, výměra, pořadové číslo lokality, systém tvoří 27200 map).
- **Bonitační numerická datová báze** (flexibilní soustava informací, která umožňuje průběžnou aktualizaci).

[15]

Numerickou datovou bázi tvoří:

- **Agroekologický blok datové báze** (agroekologická charakteristika ZPF; klimatický region, hlavní půdní jednotka, svažitost, expozice ke světovým stranám, skeletovitost, hloubka půdního profilu, nadmořská výška, reliéf, trvalé překážky ztěžující obdělavitelnost půdy).
- **Ekonomický blok datové báze** (zahrnuje výnosy deseti hlavních plodin na orné půdě, ocenění produkce v energetických jednotkách v GJ/t – vyjadřuje energetický obsah ekonomicky využívané sušiny biomasy).

[15]

V souvislosti s přechodem na tržní ekonomiku byla bonitační báze v roce 1990 doplněna o úřední ceny zemědělské půdy u jednotlivých BPEJ, tržní ceny zemědělských pozemků v katastrálních územích a nové zemědělské výrobní oblasti [6].

3.2.2 Soustava bonitovaných půdně ekologických jednotek (BPEJ)

Bonitovaná půdně ekologická jednotka (BPEJ) je základní, mapovací a oceňovací jednotkou. BPEJ je určitá část zemědělské půdy, která má stejné produkční vlastnosti dané půdou, klimatem a reliéfem terénu. Tyto vlastnosti jsou vyjádřeny pětimístným kódem.

- 1. číslice vyjadřuje příslušnost ke klimatickému regionu – KR (0 – 9)
- 2. až 3. číslice vyjadřuje příslušnost k hlavní půdní jednotce – HPJ (01 – 78)
- 1. až 3. číslice vyjadřuje příslušnost k hlavní půdně-klimat. jednotce – HPKJ
- 4. číslice vyjadřuje sklonitost a expozici ke světovým stranám (0 – 9)
- 5. číslice vyjadřuje skeletovitost a hloubku půdního reliéfu (0 – 9)

[6]

„Databáze 2199 BPEJ je vedena a aktualizována Výzkumným ústavem meliorací a ochrany půdy Praha (VÚMOP). Databáze ekonomických parametrů, včetně úředních cen zemědělské půdy, výnosnosti půdy a hrubých ročních rentních efektů je vedena a aktualizována ve Výzkumném ústavu zemědělské ekonomiky Praha (VÚZE) [2].“

3.3 Oceňování zemědělské půdy

V zemích s tržní ekonomikou se půda stává zbožím a z tohoto důvodu je potřeba vyjádřit její hodnotu v penězích. Výchozí právní normou pro oceňování půdy a ostatního majetku je zákon č. 151/1997 Sb., o oceňování majetku (včetně novel zákona), který nabyl účinnosti 1. ledna 1998. Tento zákon upravuje oceňování pro fiskální potřeby, které jsou dány:

- úpravami daně z nemovitostí (zákon č. 338/1992 Sb. v pozdějším znění)
- stanovením náhrad při vyvlastnění staveb, pozemků, porostů a práv
- výpočtem výše újmy nebo škody způsobené na produkčních funkcích lesa, při stanovení výchozí prodejní ceny zemědělské půdy ve vlastnictví státu (zákon č. 95/1999 Sb. v pozdějším znění)
- při směně pozemků v případě provádění pozemkových úprav (zákon č. 139/2002 Sb., o pozemkových úpravách a pozemkových úřadech)

[2]

„Oceňování zemědělského pozemku pro fiskální účely, stanovení výše nájmu nebo při směně pozemků se provádí cenou stanovenou výnosovým způsobem podle bonitovaných půdně ekologických jednotek, tzv. úřední cenou zemědělské půdy. Oceňování zemědělského pozemku při koupi a prodeji se stanovuje cenou sjednanou neboli cenou tržní [2].“

3.3.1 Úřední ceny zemědělské půdy

Úřední ceny zemědělské půdy byly zpracovány na základě analýzy praktických i teoretických postupů oceňování zemědělské půdy ve vyspělých zemích s tržní ekonomikou a vychází z výsledků nové bonitace českého zemědělského půdního fondu. Základem pro vyjádření úřední ceny je výpočet hrubého ročního rentního efektu (HRRE) jednotlivých BPEJ v Kč/ha dle vzorce:

Vzorec 1: Výpočet hrubého ročního rentního efektu (HRRE)

$$\text{HRRE}_{\text{BPEJ}} = \sum_{i=1}^{i=n} [\text{CPP} - (\text{NPP} + \text{Z}_n)] \times \text{K}_{\text{ots}}$$

$\text{HRRE}_{\text{BPEJ}}$ = hrubý roční rentní efekt jednotlivých BPEJ v Kč/ha

CPP = cena parametrizované produkce rostlinné výroby v Kč/ha

NPP = normativní náklad na parametrizovanou produkci v Kč/ha

K_{ots} = bezrozměrné číslo vyplývající z podílu zastoupení jednotlivých oceňovacích plodin

Z_n = normativní zisk vyjádřený bezrozměrným číslem ve vztahu k normativním nákladům

Zdroj: NĚMEC, Jiří. *Půda v České republice*, str. 180 [2]

Na základě vypočítaných hrubých ročních rentních efektů lze stanovit úřední cenu zemědělské půdy dle vzorce č. 2, pokud jsou hodnoty HRRE kladné:

Vzorec 2: Výpočet úřední ceny zemědělské půdy s kladnými hodnotami HRRE

$$\mathbf{\acute{U}CZP_{BPEJ} = BCZP + \frac{HRRE \times D}{U}}$$

$\acute{U}CZP_{BPEJ}$ = úřední cena zemědělské půdy jednotlivých BPEJ v Kč/ha

BCZP = bazická cena zemědělské půdy v hodnotě 20 tis. Kč/ha

HRRE = hrubý roční rentní efekt v Kč/ha

D = celkový podíl nezdaněné rostlinné produkce, kde $D = (100 - DP) : 100$

DP = daň z příjmu

U = míra kapitalizace (úroková míra)

Zdroj: NĚMEC, Jiří. *Půda v České republice, str. 180* [2]

Předpokládaný podíl nezdaněné rostlinné produkce (D) byl v roce 2001 uvažován ve výši 0,65, tj. v případě, že zdanění pozemkovou daní a daní z příjmu činilo dohromady 35 % z celkového příjmu. Míra kapitalizace (U) byla stanovena ve výši 5 %, tj. 0,05 [5].

Úřední cena zemědělské půdy pro BPEJ se zápornou hodnotou HRRE se vypočte dle rovnice polynomu druhého stupně, vzorec č. 3:

Vzorec 3: Výpočet úřední ceny zem. půdy se zápornými hodnotami HRRE

$$\mathbf{\acute{U}CZP_{BPEJ} = BCZP + A \times HRRE + B \times HRRE^2}$$

$\acute{U}CZP_{BPEJ}$ = úřední cena zemědělské půdy jednotlivých BPEJ v Kč/ha

BCZP = bazická cena zemědělské půdy v hodnotě 20 tis. Kč/ha

A = konstanta ve výši 10,1

HRRE = hrubý roční rentní efekt v Kč/ha

B = konstanta ve výši 0,0017

Zdroj: NĚMEC, Jiří. *Půda v České republice, str. 181* [2]

„Při ocenění půd se záporným HRRE se vycházelo ze skutečnosti, že v tržním hospodářství žádné zboží nemůže mít zápornou hodnotu. Proto bylo rozhodnuto, že při záporných hodnotách HRRE bude mít nejnižší ÚCZP hodnotu 7 000 Kč/ha, tj. 0,70 Kč/m² a nejvyšší cena při nulové hodnotě HRRE bude 20 tis. Kč/ha, tj. 2,0 Kč/m². Hodnota 20 tis. Kč/ha byla ustanovena jako hodnota bazické ceny zemědělské půdy (BCZP) [2].“

3.3.2 Tržní ceny zemědělské půdy

Tržní cena je stanovena nabídkou a poptávkou dle dohody mezi prodávajícím a kupujícím. Jedná se tedy o cenu sjednanou, která je uvedena v kupní smlouvě, a poté evidována na finančním úřadu za účelem vyměření daně z nabytí věci nemovité. Dle Nového občanského zákoníku (NOZ) předpis č. 89/2012 Sb., účinný od 1.1.2014 je poplatníkem převodce vlastnického práva k nemovité věci (prodávající), pokud se účastníci smlouvy nedohodnou jinak. Pak může být poplatníkem daně nabyvatel. Kupující registruje kupní smlouvu na katastrálním úřadě z důvodu zaknihování nabytého vlastnictví k nakoupeným pozemkům [2, 18].

Tržní ceny zemědělské půdy sledují v České republice Český statistický úřad (ČSÚ, databáze ČSÚ podle údajů k dani z nemovitosti), Ústav zemědělské ekonomiky a informací (ÚZEI) a Ministerstvo zemědělství ČR (Mze). Pro jednotlivá šetření však byly využity různé metodiky a z tohoto důvodu nejsou získaná data srovnatelná v časové řadě 1993 – 2012 [21].

ÚZEI prováděl z pověření Mze ČR od roku 1993 šetření s půdou na vybraném souboru 24 okresů ČR. Za třináctileté období (do roku 2005) tak shromáždil více než 100 tisíc údajů o tržních cenách prodávané zemědělské půdy. Na základě analýzy těchto údajů možno konstatovat, že na výši tržní ceny má prvořadý vliv poloha pozemku, jeho velikost a účel využití kupovaného pozemku [2].

Tabulka 3: Vývoj průměrné tržní ceny zem. půdy v ČR v letech 1993 – 2007 v Kč/m²

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Cena	13,48	16,47	19,60	18,26	28,01	31,84	25,42	27,12
Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Ø
Cena	34,85	21,24	23,90	19,59	18,89	26,99	24,58	23,35

Zdroj: Vlastní zpracování [8, 9]

Průměrná úřední cena zemědělské půdy podle BPEJ byla od roku 1993 do roku 2001 konstantní ve výši 5,02 Kč/m². Od roku 2002 po aktualizaci je průměrná úřední cena 5,24 Kč/m². Tato administrativní cena je však pro tvorbu ceny tržní pouze orientačním a podpůrným nástrojem. V roce 1993 byla průměrná tržní cena ve výši 13,48 Kč/m² 2,7 krát vyšší než úřední cena zemědělské půdy. V roce 2001 byla cena tržní ve výši 34,85 Kč/m² dokonce téměř 6,7 krát vyšší než cena úřední. Bez ohledu na faktory, které vyšší tržní ceny zemědělské půdy ovlivňují možno konstatovat, že průměrná tržní cena zemědělské půdy v jednotlivých letech značně kolísá [2, 21].

V případě zatřídění dle velikosti pozemku do třech kategorií nastává zcela jiná situace:

- **tržní ceny pozemků do 1,0 ha** (tyto pozemky se nakupují převážně pro jiné než zemědělské využití, 95 % využito pro stavební účely)
- **tržní ceny pozemků v rozmezí 1,0 až 5,0 ha** (45 – 60 % pozemky pro nezemědělské využití)
- **tržní ceny pozemků s výměrou nad 5,0 ha** (85 % těchto nakoupených pozemků slouží pro zemědělskou produkci)

[2]

Tabulka 4: Vývoj tržní ceny zem. půdy v ČR v Kč/m² dle vel. pozemků (1993–2007)

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
< 1 ha	27,50	34,69	54,43	44,52	124,94	101,94	79,45	92,14
1 – 5 ha	12,96	16,15	14,09	15,25	14,64	17,42	9,60	13,60
> 5 ha	3,68	3,79	4,66	3,71	6,53	4,10	6,57	4,20
% ceny úřední	73,31	75,50	92,83	73,90	130,08	81,67	130,88	
Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Ø
< 1 ha	108,78	97,14	116,68	104,24	95,77	147,07	159,49	92,59
1 – 5 ha	19,95	12,90	13,23	13,63	10,76	20,47	21,56	15,08
> 5 ha	5,57	3,40	3,57	3,75	3,71	3,61	3,59	4,30
% ceny úřední	83,67	64,89	68,13	71,56	70,80	68,90	68,51	82,06

Zdroj: Vlastní zpracování [8, 9]

Průměrná tržní cena zemědělských pozemků s velikostí nad 5 ha má po převážnou část sledovaného období cenu nižší než je cena úřední. Pouze v roce 1997 a 1999 ji převýšila o více než 30 % [23].

Existují výrazné regionální rozdíly v tržních cenách zemědělské půdy, což koreponduje s tvrzením, že cenu zemědělské půdy kromě velikosti pozemku ovlivňuje také poloha pozemku a druh pozemku. Tabulka č. 5 byla zpracována z podkladů výběrového šetření v rámci 24 okresů VÚZE.

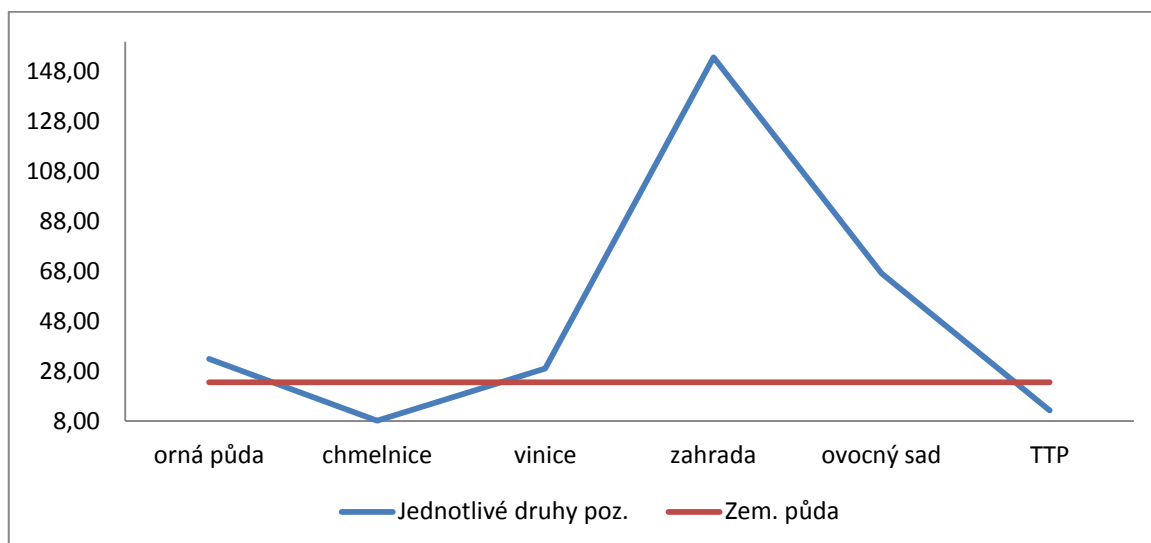
Tabulka 5: Prům. tržní cena zem. půdy ve vybraných okresech ČR (2000 – 2007)

Okres	Průměrná tržní cena (Kč/m ²)	Průměrná úřední cena (Kč/m ²)
Benešov	36,25	3,97
Kolín	66,04	9,72
Mělník	37,12	7,73
Nymburk	36,02	8,85
Praha – východ	285,83	7,45
Rakovník	13,95	4,86
Písek	11,54	3,88
Strakonice	9,59	3,48
Domažlice	8,87	3,32
Klatovy	9,65	2,51
Tachov	4,64	2,98
Chomutov	11,71	4,84
Louny	6,85	6,19
Ústí nad Labem	24,16	2,91
Hradec Králové	70,39	9,71
Náchod	15,83	4,57
Rychnov nad Kněžnou	21,93	3,71
Chrudim	28,94	6,40
Svitavy	8,96	5,04
Brno – venkov	81,30	7,97
Znojmo	9,05	8,37
Šumperk	6,66	3,92
Nový Jičín	11,82	4,44
Opava	11,63	5,71

Zdroj: Vlastní zpracování [8]

Nejvyšší průměrné tržní ceny za období 2000 až 2007 mají zahrady 153,62 Kč/m². Orná půda se prodávala průměrně za 32,94 Kč/m². Podrobněji tyto ceny, které se liší dle druhu pozemku, uvádí graf č. 18.

Graf 18: Prům. tržní ceny zem. půdy dle druhu pozemku v ČR, Kč/m² (2000 – 2007)



Zdroj: Vlastní zpracování [8]

Ceny zemědělské půdy se v jednotlivých zemích EU velmi odlišují, a to z důvodu různorodých půdně – klimatických podmínek, nerovnoměrné výměry zemědělské půdy vzhledem k počtu obyvatel, odlišné podnikatelské struktury zemědělství i odlišné ekonomické úrovně jednotlivých států. [10].

Nejvyšší průměrné tržní ceny zemědělské půdy vykazuje Malta, a to 130 tis. EUR/ha zemědělské půdy. Tato částka odpovídá skutečnosti velmi omezené výměry zemědělské půdy tohoto ostrovního státu (pouze 10 tisíc ha), což je nejméně v rámci zemí EU viz graf č. 2. Nejvyšší tržní ceny zemědělské půdy v rozsahu od 30 do více než 47 tisíc EUR/ha zemědělské půdy na evropském kontinentě vykazuje Nizozemsko. K zemím v rámci EU, jejichž tržní ceny zemědělské půdy převyšují 20 tisíc EUR/ha zemědělské půdy patří ještě Belgie a Dánsko [10].

Značná diference v průměrných tržních cenách zemědělské půdy existuje rovněž v rámci nových členských států (EU 10 a Bulharsko a Rumunsko). Vyjma Malty, která má daleko nejvyšší ceny zemědělské půdy, patří k zemím s vysokou cenou zemědělské půdy bývalého východního bloku také Lotyšsko s cenou v roce 2007 ve výši 5055 EUR/ha zemědělské půdy, v roce 2009 však pouze 1400 EUR/ha zemědělské půdy [10].

Databáze Eurostatu uvádí tržní ceny zemědělské půdy zemí EU v jednotlivých letech, aktualizace proběhla 17.4.2012 a posledním sledovaným obdobím je rok 2009 [10].

Tabulka 6: Průměrná tržní cena zem. půdy ve sledovaných zemích EU (EUR/ha)

Země	2000	2007	2009
Belgie	21 069	-	-
Dánsko	10 330	27 112	25 919
Finsko	3 933	6 250	-
Francie	3 650	4 900	5 130
Irsko	12 816	-	-
Itálie	13 654	-	-
Lucembursko	14 874	16 920	20 003
Německo	9 081	9 205	10 908
Nizozemsko	35 713	34 969	47 051
Řecko (půda zavlažovaná)	12 015	12 024	--
Španělsko	7 292	11 070	10 465
Švédsko	1 989	3 957	3 748
Velká Británie	11 620	16 036	-
Bulharsko (orná půda)	702	1 202	1 519
Česko	1 556	1 867	2 250
Estonsko	-	833	-
Litva	294	831	971
Lotyšsko	-	3 552	1 015
Maďarsko	-	1 495	-
Malta	-	130 000	130 000
Polsko	1 144	3 102	-
Rumunsko	351	-	-
Slovensko	895	1 121	1 256

Zdroj: Vlastní zpracování [10]

3.4 Trh se zemědělskou půdou v ČR před vstupem do EU (1990–2003)

Základním výchozím předpokladem pro trh se zemědělskou půdou je existence soukromého vlastnictví, které před rokem 1989 v ČR neexistovalo. V podmínkách plánovaného hospodářství, kdy byla v období let 1948 – 1989 za základ zemědělského podnikání považována převážně socialistická družstevní forma hospodaření, byly evidovány pouze uživatelské vztahy k zemědělské půdě [11].

Mezi hlavní úkoly zemědělské politiky po roce 1989 patřila tedy zejména obnova vlastnických práv a také povinností k půdě a jinému zemědělskému majetku cestou restituční, privatizace a transformace. Došlo postupně k podstatným změnám v podnikatelské struktuře, a to nejen v zemědělství [11].

„Nejvyšším právním předpisem, který zaručuje vlastnická práva a povinnosti, je Ústava České republiky, a to především Listina základních práv a svobod. Tato norma byla publikována usnesením České národní rady ze dne 16.12.1992 pod č. 2 Sbírkou zákonů z r. 1993. Podle čl. 11 Listiny základních práv a svobod má každý právo vlastnit majetek

a vlastnické právo všech vlastníků má stejný zákonný obsah a zajištěnou ochranu. Každý vlastník nemovitého i movitého majetku je povinen své vlastnické právo vykonávat tak, aby nezasahoval do obdobných práv jiných subjektů, a především, aby o věci ve svém vlastnictví řádně pečoval, neboť vlastnictví je samo o sobě závazkem.

Základní občanskoprávní normou, která podstatně změnila úpravu majetkových a vlastnických vztahů, je občanský zákoník. Podle občanského zákoníku, zákon č. 40/1964 Sb., ve znění pozdějších předpisů, předmětem vlastnického práva mohou být věci movité a nemovité. Nemovitosti jsou pak pozemky a stavby, spojené se zemí pevným základem. [11].“

Zákon č. 229/1991 Sb., o úpravě vlastnických vztahů k půdě a k jinému zemědělskému majetku, na který navazuje řada dalších právních předpisů, obnovil vlastnické vztahy k půdě, vytvořil podmínky k rozvoji trhu s půdou, narovnal nájemní vztahy k půdě a nastartoval tvorbu tržních cen zemědělské půdy. Tento zákon v podstatě **tvorí nové pozemkové právo České republiky**. Zjištěné úřední ceny pozemků dle BPEJ (bonitované půdně – ekologické jednotky, seznam BPEJ) platné od 1.1.1993 (zákon č. 338/1992 Sb., o dani z nemovitostí) měly být postupně nahrazeny cenou tržní. Po řadu let se ale trh s půdou v České republice nedařilo rozpochybovat [11].

V letech 1993 – 1999 představoval prodej zemědělské půdy přibližně 65 tis. ha, tj. za 7 roků se prodalo a koupilo 1,5 % ze zemědělského půdního fondu ČR. V roce 1999 došlo k prodeji 0,2 % zemědělského půdního fondu, pro srovnání – v zemích EU se prodej a koupě půdy každoročně pohyboval v tomto období kolem 1 % půdního fondu [23].

Vlivem prodeje státní půdy od roku 1999 se začal pomalu zvyšovat zájem o zemědělskou půdu a v roce 2003 trh s půdou v ČR již pozvolna rostl [23].

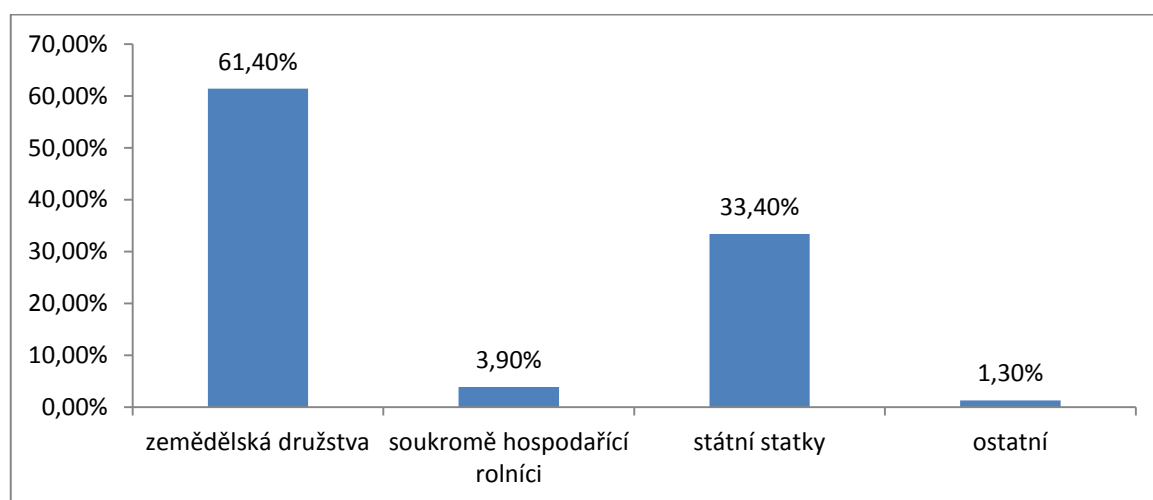
3.4.1 Podnikatelská struktura v zemědělství

Po vzniku Československé republiky v roce 1918 byla převážná část zemědělské půdy až do roku 1948 vlastněna a obhospodařována malými a středními rolníky. Od počátku 50. let minulého století v období kolektivizace zemědělských podniků vznikala jednotná zemědělská družstva (JZD) a rozsáhlé státní statky, které hospodařily zejména na půdě ve vlastnictví státu převážně v pohraničních oblastech. Vlastnictví půdy zůstalo zachováno jak k fyzickým osobám, tak i k obcím s výjimkou církve a k fyzickým osobám, kterým bylo vlastnictví zkonfiskováno z důvodu nedovoleného opuštění republiky, nebo

bylo státu darováno za nevýhodných podmínek, respektive v tísní. V 70. a 80. letech minulého století docházelo k další vlně slučování a rozšiřování zemědělských podniků. Plně se tak rozvinula socialistická zemědělská velkovýroba. Na konci roku 1989 hospodařilo v ČR 1024 JZD a 174 státních statků [5, 11].

Tyto dva typy zemědělských subjektů obhospodařovaly téměř 95 % zemědělské půdy v ČR. Soukromě hospodařící rolníci obhospodařovali podíl necelých 4 % zemědělské půdy a to zejména v horších podmínkách pro zemědělství na loukách a pastvinách [3].

Graf 19: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy před r. 1990 v ČR v %

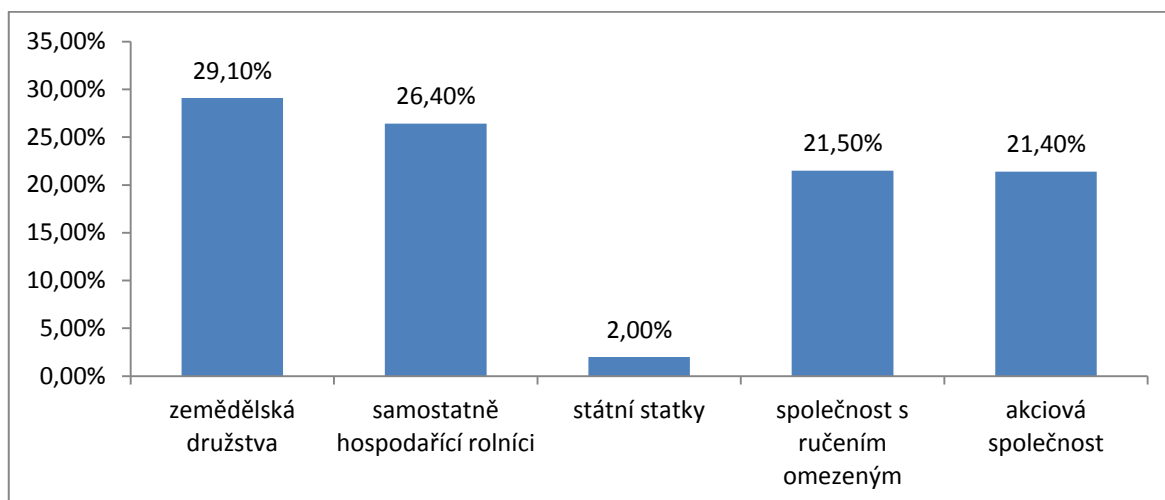


Zdroj: Vlastní zpracování [3]

Důsledkem ekonomických, společenských a především politických změn po roce 1989 v ČR došlo postupně také ke změně ve struktuře zemědělských podniků od velkých družstev k menším subjektům. Velká zemědělská družstva se přetransformovala v menší celky a podniky fyzických osob. Státní statky byly zprivatizovány do právnických i fyzických osob [11].

V restitučním procesu se zemědělská půda většinou vrátila původním vlastníkům, kteří na ní hospodařili před rokem 1948, případně jejich potomkům. Významně se tak zvýšil podíl samostatně hospodařících rolníků (SHR) [3].

Graf 20: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2000 v ČR v %



Zdroj: Vlastní zpracování [3]

Struktura zemědělských subjektů se vytvářela v 90. letech postupně, což zobrazuje níže uvedená tabulka č. 7.

Tabulka 7: Struktura zemědělských subjektů v ČR podle formy vlastnictví

Právní forma	Obhospodařovaná zemědělská půda				Prům. výměra z. p. (ha)	
	ha		%		1995	2000
	1995	2000	1995	2000		
Fyzické osoby celkem	822 518	934 137	23,2	25,8	39,5	38,8
z toho – SHR	762 272	849 292	21,6	23,5	38,9	42,2
Právnícká osoba celkem	2 721 518	2 680 683	76,8	74,2	1 136,3	1 036,2
z toho – obch. spol.	995 815	1 578 881	28,1	43,7	832,6	914,8
z toho – s.r.o.	714 358	783 707	20,2	21,7	755,9	669,3
z toho – a.s.	268 899	779 707	7,6	21,6	1 205,8	1 502,3
z toho – družstva	1 665 724	1 059 444	47,0	29,3	1 507,4	1 465,3
celkem	3 544 036	3 614 820	100,0	100,0	152,7	135,7

Zdroj: ČSÚ, Agrocensus [11]

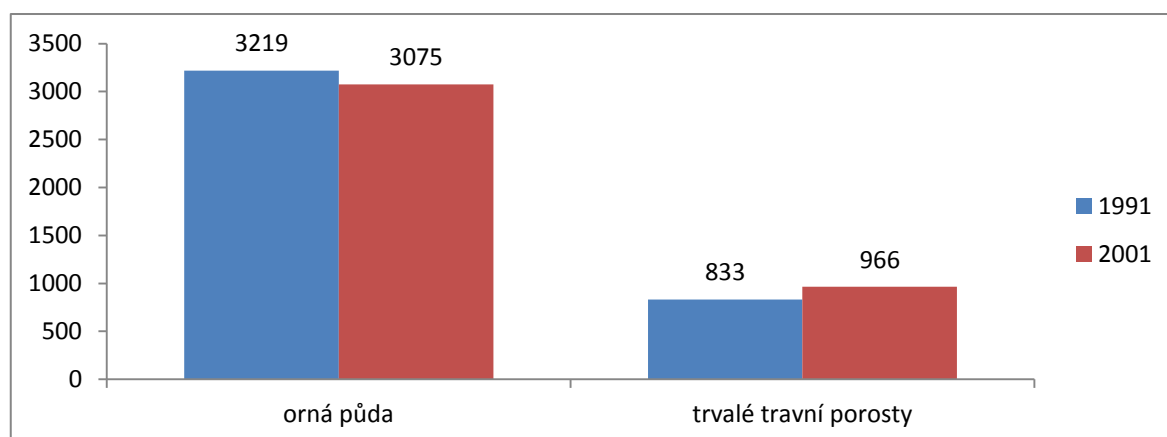
Z výše uvedené tabulky je patrné, že nejdynamičtější podnikatelskou formou byly ve sledovaném období akciové společnosti, jejichž podíl na obhospodařované zemědělské půdě vzrostl ze 7,6 % v roce 1995 na 21,6 % v roce 2000 téměř trojnásobně. V akciové společnosti se v tomto období transformovala podstatná část družstev, jejichž podíl na obhospodařování zemědělské půdy poklesl ze 47 % v roce 1995 na 29,3 % v roce 2000. Rovněž převažovala v tomto období tendence k poklesu průměrné velikosti hospodařícího subjektu [11].

3.4.2 Stav zemědělského půdního fondu

Výměra zemědělské půdy trvale klesá, viz graf č. 8. V období 1960 – 1989 poklesla v ČR rozloha jak zemědělské, tak také orné půdy cca o 5 %. Zemědělská i orná půda byla zabírána na výstavbu bytů, pro výstavbu průmyslových i zemědělských staveb a dopravní infrastruktury. Od roku 1976 byla zemědělská půda chráněna zákonem a její vynětí podléhalo složitému schvalovacímu procesu a bylo také zpoplatněno. Důvodem tohoto opatření tehdejší vlády byla snaha o dosažení soběstačnosti ve výrobě zemědělských komodit [3].

V transformačním období po roce 1990 se celková rozloha zemědělské půdy mění pomaleji. Výrazné změny však proběhly ve vnitřní struktuře zemědělského půdního fondu. Dochází k poklesu rozlohy orné půdy a zvyšování podílu trvalých travních porostů (louky a pastviny) [3].

Graf 21: Porovnání výměry orné půdy a TTP v ČR, v letech 1991 a 2001 v tis. ha

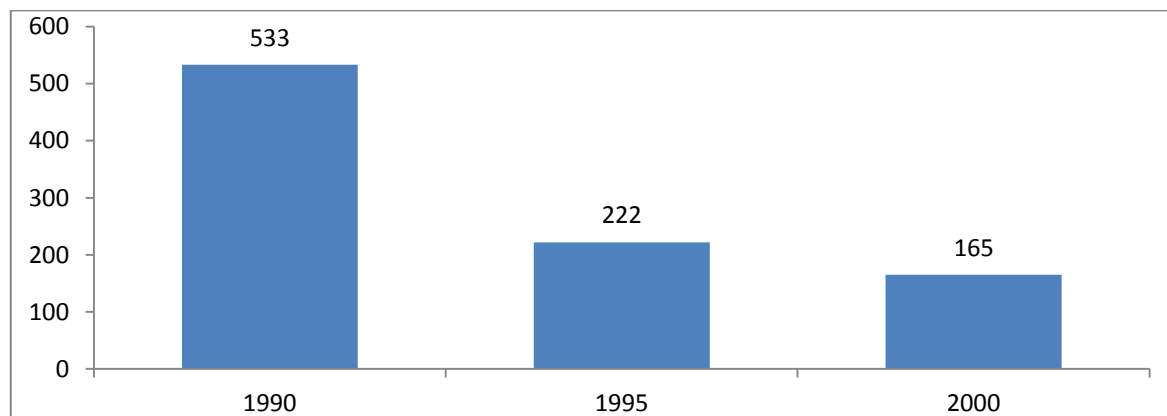


Zdroj: Vlastní zpracování [11]

3.4.3 Zaměstnanost v zemědělství

Období před rokem 1989 se vyznačovalo vysokou zaměstnaností v zemědělství. V jednotných zemědělských družstvech a státních statcích se prosazovaly další nezemědělské činnosti tak, aby byly využity celoročně zaměstnané pracovní síly sezónní. Transformační procesy způsobily výrazný pokles zaměstnanců v zemědělství. Nejvýraznější pokles mezi lety 1990 a 1995 bez významných dopadů na produkci a úroveň spotřeby naznačuje, že řada zaměstnanců sice byla evidována v primárním sektoru, ale přitom jejich činnost byla ve skutečnosti v sektoru jiném [3].

Graf 22: Vývoj počtu pracovníků v zemědělství v ČR, 1990 – 2000, (v tis.)



Zdroj: Vlastní zpracování [3]

Změna struktury podnikajících zemědělských subjektů po roce 1989 se odráží také ve vývoji zaměstnanosti podle právních forem zemědělského podnikání. Rovněž se mění věková struktura, tak jako v celém hospodářství ČR populace stárne a také v zemědělství pozvolna roste počet lidí s vyšším dosaženým vzděláním zejména v obchodních společnostech [3].

3.4.4 Prodej státní půdy

Stav českého zemědělství počátkem devadesátých let značně ovlivňoval trh se zemědělskou půdou. Vzrostly ceny vstupů téměř na úroveň inflace. Rozdíl mezi vývojem cen zemědělských výrobků a cen vstupů nutných na jejich výrobu se trvale zvyšoval. Zemědělské podniky vykazovaly v těchto letech transformace vysokou zadluženost, která

limitovala jejich rozvoj. Rozměr a rentabilita zemědělství od roku 1990 klesala. Zemědělci neměli na nákup zemědělské půdy dostatek finančních prostředků, většinou hospodařili na půdě pronajaté, což do určité míry platí do současnosti. Tyto skutečnosti způsobily, že o zemědělskou půdu nebyl velký zájem [3].

Trh s půdou oživil až prodej státní půdy ve správě Pozemkového fondu ČR, který začal v roce 1999. Podmínky pro prodej zemědělské půdy ve vlastnictví státu upravuje zákon č. 95/1999 Sb., o podmínkách převodu zemědělských a lesních pozemků z vlastnictví státu na jiné osoby. Tento zákon o prodeji půdy umožňoval nabývání půdy:

- fyzickým osobám, které jsou občany ČR, s trvalým pobytem v tuzemsku,
- obcím,
- právníkům osobám, které jsou vlastníkem (spoluvlastníkem) budov nebo staveb, kterými jsou zastavěny pozemky určené k převodu,
- oprávněným osobám, jejichž nároky vyjádřené v korunách podle § 11 zákona 229/1991 Sb., o úpravě vlastnických vztahů k půdě a jinému zemědělskému majetku činí nejméně 50 % z ceny pozemků, stanovené podle cenového předpisu,
- veřejným školám.

V prvním kole byly nabízeny pozemky prostřednictvím veřejné nabídky nejdříve oprávněným osobám dle zákona o půdě – zákon 229/1991 Sb. V dalších kolech byly již pozemky nabízeny prostřednictvím veřejné nabídky, a to nejdříve dle § 7 zákona č. 95/1999 Sb. (zákon o podmínkách převodu zemědělských a lesních pozemků ve vlastnictví státu na jiné osoby) a následně dle § 8 téhož zákona, kdy byl prodej uskutečněn pomocí veřejné obchodní soutěže [23].

Pozemkový fond České republiky vlastnil v době zahájení prodeje až 830 tis. ha státní půdy [24].

Tabulka 8: Prodej pozemků ve vlastnictví státu a kupní cena

Ukazatel	2001	2002	2003
Celková výměra (ha)	9054,30	38030	70629
Průměrná výměra (ha)	0,82	1,17	1,06
Kupní cena (Kč/m ²)	5,56	4,89	4,58

Zdroj: Vlastní zpracování [23]

3.4.5 Zemědělská dotační politika

Před rokem 1989 se české zemědělství vyznačovalo značnou nadprodukcí. Nebyl problém vyvézt zemědělské přebytky do zemí RVHP (bývalý socialistický blok). Docházelo tak k intenzivnímu způsobu hospodaření i v oblastech, které pro tuto činnost nebyly vhodné z hlediska přírodních podmínek, a to na úkor životního prostředí. Jednalo se zejména o nevhodnou strukturu plodin, např. se pěstovaly erozně náchylné plodiny také na svažitých pozemcích v horských a podhorských oblastech nebo se používalo k dosažení vyšší produkce nadměrné množství hnojiv. Jednotlivá katastrální území a zemědělské podniky byly v 70. letech na základě výsledku bonitačního systému zemědělských půd zařazeny do tzv. produkčně ekonomických skupin (PES), kterých bylo na území ČR celkem 42. Dle tohoto zařazení platily jednotlivé podniky pozemkovou daň, v případě hospodaření v lokalitě PES 1 – 21, nebo naopak dostávaly tzv. diferenciální příplatky PES 22 – 42. Stát tak podporoval produkční funkce v zemědělství, ovlivňoval pěstování zemědělských komodit a zároveň řešil regionální rozdíly. Užívaný systém však působil negativně jak z hlediska ekonomického, tak z hlediska životního prostředí [3].

Po roce 1991 je systém zemědělských dotací založen na zcela jiném přístupu. Jedná se především o podporu mimoprodukčních funkcí zemědělství. V oblastech s nižší produkční schopností zemědělské půdy, např. v oblasti Českomoravské vrchoviny, je podporován útlum intenzivního hospodaření – dotace na zatravňování orné půdy. Finanční prostředky jsou směřovány na konkrétní projekty, nikoli plošně jako tomu bylo v letech minulých. Dotace jsou udělovány také formou garancí úvěru bankám nebo formou finanční pomoci splácení úroků z úvěru prostřednictvím PGRLF, a.s., který byl jedním z nejdůležitějších nástrojů české dotační politiky v období před vstupem ČR do EU [3].

Základními pilíři dotační politiky v předvstupním období 2002 – 2006, které využívaly finančních prostředků z fondů EU, byly programy SAPARD, PHARE a ISPA. Tyto projekty byly postaveny na třech prioritách; zvyšování konkurenceschopnosti zemědělství a zpracovatelského průmyslu, trvale udržitelný rozvoj venkovských oblastí, podmínky pro plné využití plánu SAPARD. Jednotlivé priority byly dále konkretizovány. Podstatou podpory byla zejména restrukturalizace [3].

3.5 Trh se zemědělskou půdou po vstupu ČR do EU (2004 – 2013)

Vstupem České republiky do EU dne 1.5.2004 se české zemědělství stalo součástí jednotného trhu EU a její Společné zemědělské politiky (SZP). V tomto období se výrazně zvýšil zájem o zemědělskou půdu, a to vlivem řady faktorů:

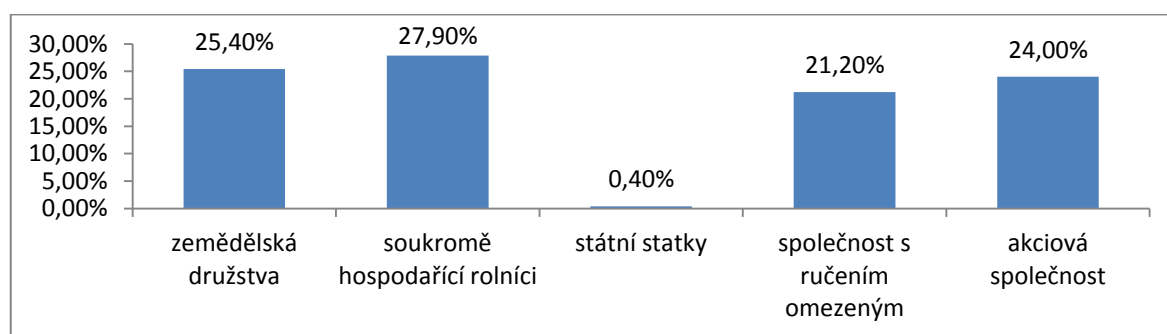
- pokračující privatizace státní půdy a restituce půdy
- podpory do zemědělství v návaznosti na užívanou plochu zemědělské půdy
- částečná liberalizace trhu s půdou (podmínky pro nákup půdy cizími občany)
- podpora nákupu zemědělské půdy prostřednictvím PGRLF, a.s.

[1]

3.5.1 Podnikatelská struktura v zemědělství

Struktura zemědělských subjektů ČR v porovnání se zeměmi EU původní 15 vykazuje převahu velkých podniků právnických osob oproti převaze rodinných farem menší a střední velikosti v zemích EU 15. V roce 2003 činila průměrná obhospodařovaná výměra zemědělské půdy v zemích EU 15 cca 25 ha, zatímco v ČR až 144 ha. Také se liší podíl půdy pronajaté. V ČR tak zemědělci hospodařili v roce 2003 z 9,8 % na půdě vlastní, kdežto v zemích EU 15 na 53,5 %. Mnohem nižší byl v ČR také podíl tzv. rodinných pracovníků na celkovém počtu osob zaměstnaných v zemědělství [1].

Graf 23: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2003 v ČR v %

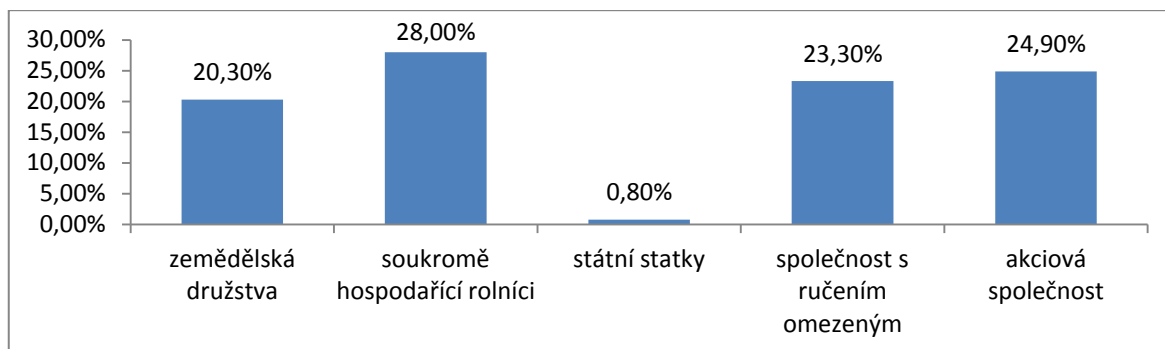


Zdroj: Vlastní zpracování [1]

Koncem roku 2012 bylo v registru ČR evidováno téměř 48 tisíc zemědělských jednotek. Primárně jsou rozděleny na podniky fyzických osob (PFO), které jednak zahrnují zemědělské podnikatele podle zákona č. 252/1997 Sb., o zemědělství, tak i fyzické osoby

jako drobné chovatele a pěstitele nepodléhající evidenci zemědělského podnikatele, a podniky právnických osob (PPO) – obchodní společnosti s.r.o., a.s. a družstva. 4 % zemědělských subjektů hospodaří bez zemědělské půdy, jedná se převážně o podniky fyzických osob [1].

Graf 24: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2012 v ČR v %



Zdroj: Vlastní zpracování [22]

Nadále tak pokračuje trend růstu podílu na výměře zemědělské půdy podniků fyzických osob a úbytek družstev.

3.5.2 Stav zemědělského půdního fondu

Celkový úbytek zemědělské půdy od roku 2000 do roku 2012 činil 53 254 ha. Rozsah lesní půdy vykazuje v období 2000 – 2012 nárůst o 39 tis. ha. Převážně se jednalo o zalesňování málo produkčních ploch a enkláv nevyužívané zemědělské půdy. V ČR připadalo v roce 2012 na 1 obyvatele 0,39 ha zemědělské půdy. Celosvětově pak průměrně 0,2 ha zemědělské půdy na 1 obyvatele, což je o více než polovinu méně než před 50 lety [10].

Procento zornění se v průběhu 10 let pozvolna snižuje, a to ze 71,9 % v roce 2002 na 70,9 % v roce 2012 [10].

Po vstupu ČR do EU se postupně zvyšuje využití zemědělského půdního fondu pro ekologické zemědělství a nepotravinářskou produkci. V roce 2011 byla celková výměra zemědělské půdy pro ekologické zemědělství 483 tis. ha, tj. 11,4 % zemědělského půdního fondu, což je srovnatelný údaj s rozsahem ekologického zemědělství ve vyspělých státech EU [10].

Ekologické zemědělství naplňuje principy trvale udržitelného rozvoje zemědělství, je nástrojem pro údržbu krajiny převážně v horských a podhorských oblastech na trvalých travních porostech a producentem biopotravin [10].

3.5.3 Zaměstnanost v zemědělství

V období let 1989 – 2002 se v ČR zaměstnanost v zemědělství snížila na necelou čtvrtinu, a to zejména v první polovině devadesátých let minulého století. Po vstupu ČR do EU se tempo úbytků počtu pracovníků v zemědělství relativně stabilizovalo, pohybuje se v rozmezí 2 – 3 % ročně. V roce 2009 se však tento pokles opět prohloubil na téměř 5 %, na počet pracovníků 120,2 tisíce. V roce 2013 pracovalo v zemědělství v ČR již pouze 99 tisíc pracovníků [1].

Při porovnání se zeměmi EU 15 v letech 2004 – 2008 je patrné, že tempo poklesu pracovníků v ČR je vyšší, zatímco podíl zaměstnanosti v zemědělství na celkové zaměstnanosti je v ČR shodný s EU 15 [1].

Zaměstnanost podle právních forem v zemědělství se dlouhodoběji výrazně nemění. Od roku 2002 tvoří více jak polovinu pracovních sil v zemědělství zaměstnanci v obchodních společnostech, v družstvech pracuje necelá čtvrtina a v podnicích fyzických osob více než jedna pětina pracovníků v zemědělství. Ženy tvoří v současnosti necelou jednu třetinu pracovníků (méně než v celém národním hospodářství). Také věková struktura zemědělců je nepříznivá (téměř 55 % zemědělců je starších 45 let, proti tomu v celém národním hospodářství podíl starších 45 let tvoří 40 %). Vzdělanostní úroveň pracovníků v zemědělství se pozvolna zvyšuje, je však přesto nižší než v celém národním hospodářství [1].

Tabulka 9: Pracovní síly v zemědělství

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Pracovníci v tis.	141,0	136,6	134,0	130,4	126,4	120,2	114,2	109,6	105,4
Meziroční úbytek v %	4,7	3,1	1,9	2,7	3,1	4,9	5,2	4,2	3,7
Ø měs.mzda v tis. Kč	12,9	13,6	14,5	16,0	17,9	17,9	18,4	19,0	20,0
Relace mezd v zem./NH v %	71,7	71,7	71,8	73,6	79,1	76,4	77,3	77,9	79,5

Zdroj: Vlastní zpracování [1, 22]

Disparita zemědělských mezd vůči národnímu hospodářství se pohybuje v období krátce po vstupu ČR do EU na úrovni cca 72 %. Později se však poněkud zmírnila a v roce 2012 dosáhla průměrná měsíční mzda v zemědělství výše 79,5 % vůči národnímu hospodářství celkem. V zemích EU se tato disparita pohybuje kolem 80 % (Lotyšsko 85,1 %, Slovinsko 83,6 %, Litva 79,9 %, Nizozemí 78,9 %, Slovensko 78,8 %, Estonsko 77,0 %). Více jak 90 % vykazuje Švédsko a Polsko. Naopak méně než 70 % Maďarsko a Velká Británie [1, 22].

Možno konstatovat, že snaha o udržení zaměstnanosti venkova není vždy v souladu s opatřeními zemědělské politiky (např. platby LFA na údržbu trvalých travních porostů), které sice podporují extenzivní způsob hospodaření, ale zároveň vedou k redukci pracovních míst v zemědělství [1].

3.5.4 Prodej státní půdy

Trh s půdou v roce 2004 nadále posiloval. Hlavním důvodem bylo vyhlášení programu „Půda“ s podporou nákupu půdy ze zdrojů PGRLF, a.s., který se v dalších letech různě modifikoval. Objemy prodejů státní půdy měly po roce 2006 již klesající tendenci, přesto lze konstatovat, že právě tyto prodeje možno považovat za faktor, který do značné míry ovlivňuje chování subjektů na trhu i tvorbu ceny půdy [23].

PF ČR od 25.5.1999 do 31.12.2012 úplatně převedl do soukromého vlastnictví 556,4 tis. ha státní půdy, tj 93 % z celkové předpokládané nabídky. Malá část byla převedena bezúplatně na obce [23].

Tabulka 10: Prodej pozemků ve vlastnictví státu

Ukazatel	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Celk. výměra (ha)	75119	75286	60977	53245	48007	39032	27582	20196	17383
Průměr. výměra (ha)	0,66	0,96	1,04	1,06	0,95	0,97	1,05	1,15	1,01
Kupní cena (Kč/m ²)	4,64	4,43	4,48	4,79	5,15	5,37	5,99	5,84	6,30

Zdroj: Vlastní zpracování [23]

3.5.5 Zemědělská dotační politika

Vstupem ČR do EU došlo ke změnám v dotační politice a celkově ke změně způsobu financování rozvoje venkova [3].

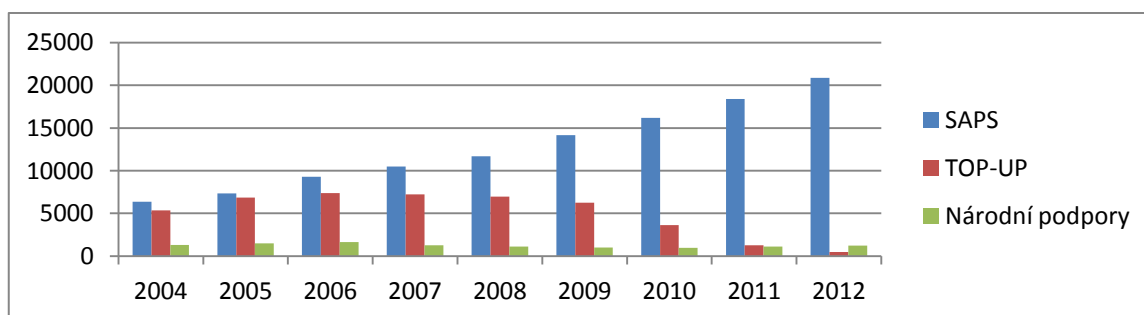
Od roku 2004 se v České republice uplatňoval systém přímých podpor v rámci I. pilíře SZP. Jejich výše však není srovnatelná s přímými podporami poskytovanými dřívější EU 15, jednalo se o postupné navyšování (tzv. phasing in) v modelu 25 % v roce 2004, 30 % v roce 2005, 35 % v roce 2006 a následně každoročně se zvýšením o 10 % až do dosažení 100 % v roce 2013, tj. stejné úrovně plateb ve starých členských státech Evropské unie (EU 15) aplikovaných k 30.4.2004, tzv. rovné podmínky hospodaření [4].

Přímé platby zahrnovaly:

- **SAPS** – přímá platba na plochu (na 1 ha) evidované zemědělské půdy v systému LPIS, tj. evidence uživatelských vztahů k zemědělské půdě. Jednalo se o zjednodušený systém plateb plně oddělených od produkce.
- **TOP – UP** – národní doplňkové platby představovaly navýšení přímé platby z národních zdrojů dle uvážení členského státu, maximálně však do výše 100 % unijní sazby. Doplňkové platby byly na komodity, které byly nejlépe znevýhodněny systémem SAPS, např. plodiny na orné půdě, brambory pěstované pro škrob, na přežvýkavce.
- **Národní podpory (state aid)** poskytované na vybrané komodity a schválené EU v rámci „Zásad“ vydaných Ministerstvem zemědělství.
- Ostatní přímé platby, které zahrnovaly podporu tržních cen, garanci a dotaci cen, PGRLF (Podpůrný garanční rolnický a lesnický fond).

[25]

Graf 25: Přehled dotací SAPS, TOP-UP, národní podpory v mil. Kč (2004 – 2012)



Zdroj: Vlastní zpracování [23]

Druhým pilířem SZP byla podpora rozvoje venkova jako multifunkčního zemědělství. Tyto nepřímé podpory byly vymezeny postavením agrárního sektoru v rámci regionálního rozvoje. Zemědělství tak bylo chápáno nejen v souvislosti s produkcí potravin a surovin, ale také s ohledem na další funkce v oblasti environmentální a sociální. Rozvoj

venkova byl podporován v rámci „Strukturální politiky Evropské unie“. Zdrojem financování byly strukturální fondy [4].

Nová Společná zemědělská politika (SZP) pro příští programovací období 2014 – 2020 mění podobu podpor, zejména přímých plateb (SAPS). Tyto platby budou nově koncipovány formou vícevrstevného modelu, který je vstřícný k životnímu prostředí a zvýhodňuje malé a mladé zemědělce [36].

Na novou SZP bude k dispozici méně finančních prostředků. V případě ČR bude snížení větší v oblasti rozvoje venkova než v I. pilíři SZP. Při plnění strategických cílů rozvoje českého zemědělství a potravinářství bude třeba zajistit vyšší efektivitu v nakládání s finančními prostředky [36].

V roce 2014 platí tzv. přechodné období, respektive obdobná pravidla jako v roce 2013. Nástupcem TOP – UP (národní doplňkové platby vyplácené v letech 2007 až 2012) jsou přechodné vnitrostátní podpory (PVP) [36].

Od roku 2015 dojde k zásadní změně v provázanosti I. a II. pilíře, tedy přímých plateb a Programu rozvoje venkova. Výplata přímých plateb (SAPS) bude podmíněna splněním podmínek aktivního zemědělce tak, aby nedocházelo k čerpání finančních prostředků subjekty, kteří půdu zemědělsky neobhospodařují. Tato podmínka bude závazná zároveň pro některé režimy ve II. pilíři [33].

České republice je přidělena průměrná roční obálka (strop) pro období 2015 – 2020 v rámci přímých plateb ve výši cca 23 mld. Kč a v rámci Programu rozvoje venkova cca 8 mld. Kč. Členský stát bude moci tyto finanční prostředky mezi oběma pilíři přesouvat. **Jedná se o tzv. flexibilitu do výše 15 % roční obálky.** Pro období 2015 – 2017 předpokládá ČR přesunutí 800 mil. Kč z I. do II. pilíře, což odpovídá cca 3,4 % roční obálky. V letech 2018 a 2019 se bude jednat o přesun cca 1,3 % finančních prostředků ve výši 300 mil. Kč. **Nově bude zavedena degresivita** – krácení přímých plateb o 5 % u částek nad 150 000 EUR. Tyto prostředky se přesunou do II. pilíře a bude tak navýšen rozpočet PRV [33].

Stávající nastavení přímých plateb bude nahrazeno vícesložkovou platbou. Roční obálka členského státu bude tvořena z těchto položek:

- 30 % z roční obálky bude tvořit povinná platba na tzv. ozelenění – greening (podmínkou této platby bude diverzifikace – střídání plodin, vyhrazení plochy

využívané v ekologickém zájmu – tzv. EFA, udržení určitého podílu plochy trvalých travních porostů vůči celkové výměře zemědělské půdy).

- 0,2 % podpora pro mladé zemědělce (platba SAPS bude navýšena o 25 %).
- Zbývající část z objemu finančních prostředků bude tvořit přímá platba na plochu (SAPS).

[33]

Platba TOP – UP, později (2013 – 2014) přechodná vnitrostátní podpora (PVP), které byly směřovány na citlivé komodity nejvíce znevýhodněné platbou SAPS (na sektor brambor pro výrobu škrobu, chmele, krav bez tržní produkce mléka, mléčného sektoru a ovcí a koz), **bude mít v období 2015 a dále podobu dobrovolné podpory vázané na produkci**. Tato podpora bude rozšířena i na další sektory jako jsou konzumní brambory, cukrová řepa, ovoce a zelenina a bílkovinné plodiny. Důraz bude kladen především na živočišnou výrobu, která přináší přidanou hodnotu a vyšší zaměstnanost na venkově. Podpora oblastem s přírodními omezeními (LFA) bude i nadále poskytována prostřednictvím II. pilíře (PRV) [33].

Dle legislativy EU mohou členské státy přistoupení v roce 2004 a dále pokračovat v aplikaci jednotné platby na plochu (SAPS) do roku 2020, případně zavést platební nároky v rámci režimu základní platby od roku 2018 a do té doby aplikovat SAPS, či platební nároky využívat již od roku 2015. Česká republika zvolila s ohledem na řadu dalších faktorů (administrativní náročnost – vedení registru, evidování transferů platebních nároků, národní rezerva apod.) prodloužení aplikace SAPS do roku 2020 [33].

3.5.5.1 Období 2004 – 2006, HRDP

Finanční nástroje regionální dotační politiky EU v letech 2004 – 2006 tvořily:

- Strukturální fondy – Evropský fond pro regionální rozvoj (ERDF), Evropský sociální fond (ESF), Finanční nástroj pro podporu rybolovu (FIFG), Evropský zemědělský orientační a záruční fond (EAGGF)
- Fond soudržnosti – Kohezní fond
- Iniciativy společenství
- Fond solidarity

[25]

Horizontální plán rozvoje venkova (HRDP) „Trvale udržitelný rozvoj zemědělství, venkova a jeho přírodních zdrojů“ obsahoval opatření: Předčasné ukončení zemědělské činnosti, Méně příznivé oblasti (LFA) a oblasti s environmentálními omezeními, Agro – environmentální opatření, Lesnictví, Zakládání skupin výrobců a Technická pomoc [25].

3.5.5.2 *Období 2007 – 2013, PRV*

Národní strategický plán rozvoje venkova 2007 – 2013 vycházel z hlavních strategických priorit EU pro léta 2007 – 2013 s důrazem na zvyšování ekonomického růstu, vytváření nových pracovních příležitostí a trvale udržitelný rozvoj. Zahrnoval čtyři osy [4].

- **Osa I – Zlepšení konkurenceschopnosti zemědělství a lesnictví**
(modernizace zemědělských podniků, investice do lesů, přidávání hodnoty zemědělských a potravinářských produktů, pozemkové úpravy, seskupení producentů, další odborné vzdělávání a informační činnost, zahájení činnosti mladých zemědělců, předčasné ukončení zemědělské činnosti, využívání poradenských služeb)
 - **Osa II – Zlepšování životního prostředí a krajiny**
(platby za přírodní znevýhodnění poskytované v horských oblastech a platby poskytované v jiných znevýhodněných oblastech – LFA, platby v rámci Natura 2000, agroenvironmentální opatření)
 - **Osa III –**
Kvalita života ve venkovských oblastech a diverzifikace hospodářství venkova
(opatření k diverzifikaci hospodářství venkova, opatření ke zlepšení kvality života ve venkovských oblastech, opatření týkající se vzdělání a informování hospodářských subjektů, působících v oblastech, na něž se vztahuje osa III)
 - **Osa IV – LEADER**
(implementace místní rozvojové strategie, realizace projektů spolupráce)
- [25]

3.5.5.3 Období 2014 – 2020, PRV

Politika rozvoje venkova by také v tomto období měla přispívat ke konkurenceschopnosti zemědělství, udržitelnému řízení přírodních zdrojů, k opatřením v oblasti klimatu a k vyváženému územnímu rozvoji venkovských oblastí [39].

V souladu se strategií Evropa 2020 jsou tyto obecné cíle podpory pro rozvoj venkova na období 2014 – 2020 podrobněji vyjádřeny prostřednictvím šesti priorit platných pro celou EU [39].

- Podpora předávání znalostí a inovací v zemědělství, lesnictví a ve venkovských oblastech.
- Zvýšení životaschopnosti zemědělských podniků a konkurenceschopnosti všech druhů zemědělské činnosti ve všech regionech a podpora inovativních zemědělských technologií a udržitelného obhospodařování lesů.
- Podpora organizace potravinového řetězce, včetně zpracovávání zemědělských produktů a jejich uvádění na trh, dobrých životních podmínek zvířat a řízení rizik v zemědělství.
- Obnova, zachování a zlepšení ekosystémů souvisejících se zemědělstvím a lesnictvím.
- Podpora účinného využívání zdrojů a podpora přechodu na nízkouhlíkovou ekonomiku v odvětvích zemědělství, potravinářství a lesnictví, která je odolná vůči klimatu.
- Podpora sociálního začleňování, snižování chudoby a hospodářského rozvoje ve venkovských oblastech.

[39]

3.5.5.4 Cross compliance

Od 1. ledna 2009 vstoupila v platnost část systému kontrol podmíněnosti (Cross Compliance). Tento systém v podstatě vyjadřuje požadavek veřejnosti na hospodaření zemědělců ve vztahu k životnímu prostředí, zdůrazňuje kvalitu potravin, jejich bezpečnost a dobrou pohodu zvířat (welfare). Výplata podpor je podmíněna dodrže-

váním níže uvedených standardů pro žadatele přímých plateb, některých opatření II. osy PRV a žadatele v AEO:

- standardy dobrého zemědělského a environmentálního stavu (**GAEC** – Good Agricultural and Environmental Conditions)
- povinné požadavky na hospodaření (**SMR** – Statutory Management Requirements)
- minimální požadavky pro použití hnojiv a přípravků na ochranu rostlin v agroenvironmentálních opatřeních (**AEO**)

Dle stanovených pravidel je při porušení určitá část podpory odebrána, při opakovaném závažném porušení může být zcela odejmuta [4].

3.5.5.5 Podpora nákupu soukromé půdy prostřednictvím PGRLF

Jedním z programů na podporu zemědělců prostřednictvím dotací části úroku z úvěru byl program „Půda“, vyhlášený českou vládou na počátku roku 2004. Cílem tohoto programu bylo umožnit zemědělcům nákup půdy od soukromých osob, kterou měli dosud v pronájmu. Jednalo se o podporu nákupu zemědělské půdy, včetně trvalých porostů (sadů, vinic, chmelnic) za účelem zemědělského hospodaření na této půdě. Bylo možné nakoupit i ostatní plochu, která tvořila logickou součást nakupovaných zemědělských pozemků, pokud nepřesáhla 20 % výměry nakupované zemědělské půdy. Podpora byla ve formě subvence části úroků z hypotečního úvěru s dobou splatnosti až 20 let [24].

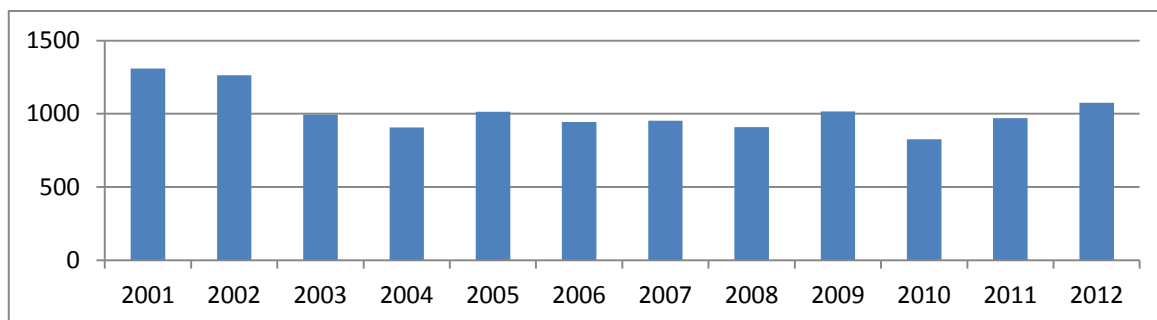
Na tento program navazoval program s názvem „Podpora nákupu půdy“ v době od 23.11.2009 do 31.12.2011. Změnou byla procentní sazba podpory dle kreditní kvality žadatele a pohybovala se v rozmezí 1 % až 5 % [24].

Od roku 2013 byla dohodnuta forma podpory v rámci režimu „de minimis“, kdy bude možné získat dotaci na nákup zemědělské půdy ve výši maximálně 7 500 EUR na podnik za období tří let. Po uplynutí této lhůty lze do programu opět vstoupit, požádat a čerpat podporu z programu „Podpora nákupu půdy“ v dalším tříletém období [23].

Od 1.7.2014 došlo ke změně Pokynů pro poskytování podpory v rámci programu „Podpora nákupu půdy“ poskytovaného v režimu „de minimis“. Nově je možné získat podporu až do výše 15 000 EUR [35].

V programech PGRLF zaměřených na nákup zemědělské půdy bylo od roku 2004 do konce roku 2012 schváleno 1587 žádostí s celkovou výší úvěrů 2,91 mld. Kč a s podporou bylo nakoupeno téměř 59 tis. ha půdy za průměrnou cenu 5,48 Kč/m² [35].

Graf 26: Vyplacené dotace úroků z úvěru celkem v období let 2001 až 2012 (v mil.Kč)



Zdroj: Vlastní zpracování [23]

3.6 Faktory ovlivňující poptávku po zemědělské půdě

Tržní cenu zemědělské půdy ovlivňuje řada faktorů. Orientačním a podpurným nástrojem pro její tvorbu může být cena úřední (administrativní) a řada dalších skutečností:

- kvalita pozemků pro zemědělské účely (vyjádřená úřední cenou dle BPEJ)
 - podmínky pachtovní smlouvy s uživatelem pozemků
 - druh pozemků (orná půda, trvalé travní porosty, jiné)
 - poloha pozemků v krajině a atraktivnost lokality
 - velikost pozemků a jeho tvar
 - přístup k pozemkům
 - průběh pozemkových úprav v lokalitě
 - evidence pozemků (zjednodušená evidence nebo evidence katastru nemovitostí)
- [29]

Ekonomické teorie a empirické poznatky naznačují, že v současnosti má v rámci zemí EU vliv na trh se zemědělskou půdou, a to nejen na tržní ceny, ale také na ceny pachtovního, způsob poskytování podpory do zemědělství. Od roku 2005 poskytla EU oddělené podpory zemědělcům v rámci režimu jednotné platby (SPS – Single Payment Scheme) jako součást reformy společné zemědělské politiky (SZP) [13].

Analýza účinků přímé podpory EU zemědělcům (uživatelům pozemků) naznačuje, že vliv dotací SPS na tržní cenu zemědělské půdy je malý v porovnání s ostatními faktory, ale dopad na cenu pachtovného ze zemědělského pachtu je již mnohem větší. Respektive výše podpory se více promítá do ceny pachtovného než do tržní ceny pozemků. Existuje však mnoho diferencí mezi jednotlivými zeměmi EU [13].

Jiná studie zkoumala klíčové faktory ovlivňující prostorovou variabilitu cen zemědělské půdy v ČR. Dospěla k závěru, že nejvýznamnějším faktorem, který ovlivňuje cenu zemědělské půdy je poloha pozemku, respektive její vzdálenost k sídelnímu celku. Dalšími významnými faktory jsou:

- počet obyvatel blízkého města
- doba dojezdu do hlavního města
- přístupnost parcely
- přirozená úrodnost půdy

Budoucí využití půdy k nezemědělským účelům je ovlivněno hlavně vzdáleností k zastavěným oblastem (do 100 m), vzdáleností k většímu městu (nad 5000 obyvatel), dobou dojezdu do hlavního města (do 1 hodiny) a přístupem k parcele [26].

4 Část analytická

V analytické části práce budou zvoleny faktory, u kterých lze předpokládat, že ovlivňují vývoj tržní ceny zemědělské půdy. Nejprve budou popsány základní charakteristiky časových řad, poté bude provedena regresní a korelační analýza, která definuje průběh funkce a těsnost závislosti vysvětlované (závislé) proměnné y (tržní cena zemědělské půdy) na vysvětlující (nezávislé) proměnné x (zvolený faktor).

Zvolené faktory, které pravděpodobně ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy:

- výměra zemědělské půdy v ha
- jednotná platba na plochu v Kč/ha (dotace SAPS)
- průměrná cena pachtu zemědělské půdy v Kč/ha/rok
- průměrná nominální mzda v zemědělství v Kč/měsíc

4.1 Popisné charakteristiky časových řad

Jednotlivé časové řady tvoří roční data v letech 2004 až 2013. Jedná se tedy o časovou řadu neperiodickou, intervalovou.

Střední hodnoty (tzv. charakteristiky polohy) zahrnují informaci o poloze – např. prostý aritmetický průměr a medián. Variabilitu (proměnlivost hodnot, tj. rozmístění hodnot okolo střední hodnoty celého souboru) lze vyjádřit např. absolutní hodnotou variačního rozpětí, dále pomocí rozptylu, směrodatné odchylky a variačního koeficientu. Tempo růstu časové řady vyjadřuje průměrný absolutní přírůstek a relativně průměrný koeficient růstu.

4.1.1 Popisné charakteristiky průměrných tržních cen zemědělské půdy

Tržní cena zemědělské půdy je v jednotlivých letech vyjádřena v Kč/ha.

Tabulka 11: Průměrná tržní cena zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (Kč/ha)

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Ø Tržní cena z.p.	65864	68336	73983	76901	86673	96300	102456	108100	118712	124070

Zdroj: Vlastní zpracování [40]

Vzorec 4: Prostý aritmetický průměr

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Prostý aritmetický průměr je součtem všech hodnot proměnné vydělených jejich počtem n . Průměrná tržní cena zemědělské půdy za období 2004 až 2013 je 92140 Kč/ha.

Medián

Medián je střední hodnotou proměnné z n hodnot seřazených dle velikosti. V případě sudého počtu se jedná o součet dvou prostředních hodnot dělených dvěma. Medián je veličina, která nepodléhá na rozdíl od průměru vlivu extrémních hodnot. Pokud jsou hodnoty průměru a mediánu podobné, znamená to, že se jedná o kvalitní vzorek (výběrový soubor) bez odlehlých hodnot s normálním rozdělením. Medián časové řady tržní cena zemědělské půdy je 91487 Kč/ha, což se blíží hodnotě průměru.

Vzorec 5: Variační rozpětí

$$R = x_{\max} - x_{\min}$$

Variační rozpětí je rozdílem mezi největší a nejmenší hodnotou řady. Nejedná se o přesnou charakteristiku variability hodnot sledované proměnné, jelikož je ovlivněna velikostí extrémních hodnot a zároveň neříká nic o chování hodnot uvnitř souboru. Tržní cena zemědělské půdy v letech 2004 až 2013 postupně rostla. Nejnížší hodnota byla v roce 2003 ve výši 65864 Kč/ha a nejvyšší v roce 2013 ve výši 124070 Kč/ha. Variační rozpětí je tedy 58206.

Vzorec 6: Rozptyl výběrového souboru

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

Rozptyl je definován jako průměr čtverců odchylek jednotlivých hodnot sledované proměnné x_i od aritmetického průměru celého výběrového souboru. V případě rozptylu výběrového souboru je ve jmenovateli hodnota $n - 1$ označovaná jako počet stupňů volnosti místo prosté velikosti n , čímž je dosaženo přesnějšího odhadu skutečné hodnoty. Rozptyl hodnot pro časovou řadu tržní cena zemědělské půdy je 439210399.

Vzorec 7: Směrodatná odchylka výběrového souboru

$$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

Směrodatná odchylka je definována jako druhá odmocnina rozptylu. Měří rozptýlenost kolem průměrů. Může vždy nabývat pouze kladných hodnot a má stejnou měrnou jednotku jako proměnná výběrového souboru. Také tato veličina je silně ovlivněna extrémními hodnotami. Směrodatná odchylka časové řady tržní cena zemědělské půdy byla vypočtena ve výši 20957 Kč/ha.

Vzorec 8: Variační koeficient výběrového souboru

$$V = \frac{s \cdot 100}{\bar{x}} [\%]$$

Variační koeficient je relativním vyjádřením směrodatné odchylky. Je to hodnota, která vyjadřuje, z kolika procent se podílí směrodatná odchylka na aritmetickém průměru. Směrodatná odchylka se podílí na aritmetickém průměru časové řady tržní ceny zemědělské půdy z cca 22,75 %.

Průměrný absolutní přírůstek

Meziroční změny proměnné lze sledovat pomocí řady absolutních přírůstků (Δy_t). Absolutní přírůstek se vypočte jako rozdíl dvou pozorování po sobě následujících. Je vyjádřen ve stejných měrných jednotkách jako sledovaný ukazatel.

Vzorec 9: Průměrný absolutní přírůstek

$$\bar{\Delta} = \frac{\sum_{i=1}^n \Delta y_t}{n-1}$$

Průměrný absolutní přírůstek je sumou všech absolutních přírůstků vydělených počtem stupňů volnosti $n - 1$. Pro časovou řadu tržní cena zemědělské půdy vyšel průměrný absolutní přírůstek ve výši 6467,33 Kč/ha.

Vzorec 10: Průměrný koeficient růstu

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_1 k_2 \dots k_n} = \sqrt[n-1]{\frac{y_2}{y_1} \frac{y_3}{y_2} \dots \frac{y_n}{y_{n-1}}} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}}$$

Průměrný koeficient růstu (tempo růstu) lze vypočítat jako geometrický průměr časové řady dle vzorce č. 10. V případě časové řady tržní cena zemědělské půdy vychází průměrný koeficient růstu 1,0729. Znamená to tedy, že každá další hodnota sledovaného ukazatele je v průměru o 7,29 % vyšší.

Test normality

Před provedením regresní a korelační analýzy nutno výběrový soubor otestovat pomocí testu normality za účelem zjištění, zda mají data normální rozdělení, např. pomocí Shapiro – Wilkova testu.

Nulová hypotéza H_0 předpokládá, že výběrový soubor dat má normální rozdělení, pokud je hodnota $p > \alpha$. Hladina významnosti je stanovena na $\alpha = 0,05$. Výstup p – hodnoty je vyjádřen pomocí software GRETL na 0,501507. Nelze tedy vyvrátit nulovou hypotézu a možno konstatovat, že data (tržní cena zemědělské půdy) mají normální rozdělení.

Tabulka 12: Přehled hodnot popisné statistiky průměr. tržních cen zemědělské půdy

Ukazatel	Hodnota
Prostý aritmetický průměr	92139,5 Kč/ha
Medián	91486,5 Kč/ha
Variační rozpětí	58206
Rozptyl výběrového souboru	439210399
Směrodatná odchylka výběrového souboru	20957,347 Kč/ha
Variační koeficient výběrového souboru	22,7452 %
Průměrný absolutní přírůstek	6467,3333 Kč/ha
Průměrný koeficient růstu	1,0729
p – hodnota	0,501507

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.2 Popisné charakteristiky vybraných faktorů

Byly vybrány faktory, které pravděpodobně ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy; výměra zemědělské půdy v ha, jednotná platba na plochu (dotace SAPS) v Kč/ha, průměrná cena pachtu zemědělské půdy v Kč/ha/rok, průměrná nominální mzda v zemědělství v Kč/měsíc.

4.1.2.1 Výměra zemědělské půdy

Výměra zemědělské půdy trvale klesá. Lze tedy předpokládat, že s poklesem výměry zemědělské půdy se tento statek stává vzácnější, a z tohoto důvodu také poroste tržní cena zemědělské půdy. Výměra zemědělské půdy je v jednotlivých letech vyjádřena v ha.

Tabulka 13: Výměra zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (ha)

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Vým. z.p.	4264573	4259480	4254403	4249177	4244081	4238975	4233501	4229167	4224389	4219867

Zdroj: Vlastní zpracování [11, 37]

Pokles výměry zemědělské půdy dokládá mimo jiné variační rozpětí s minusovou hodnotou ve výši – 44706. Maximální hodnota výměry je v prvním roce pozorování ve výši 4264573 ha a minimální naopak v posledním roce, a to 4219867 ha. U této časové řady je opět hodnota prostého aritmetického průměru (4241761 ha) téměř totožná s hodnotou mediánu (4241528 ha). Jedná se tedy o velmi kvalitní vzorek bez odlehlých hodnot. Rozptyl vykazuje hodnotu 230031308 a směrodatná odchylka 15167 ha. Významem variačního koeficientu je, že směrodatná odchylka se podílí 0,36 % na prostém aritmetickém průměru. Každý následující rok klesá výměra zemědělské půdy v průměru o 4967 ha, což je v relativním vyjádření o 0,12 %. Vzhledem k vyjádřené p – hodnotě (0,856424) lze konstatovat, že data časové řady výměry zemědělské půdy mají normální rozdělení.

Tabulka 14: Přehled hodnot popisné statistiky výměry zemědělské půdy

Ukazatel	Hodnota
Prostý aritmetický průměr	4241761,3 ha
Medián	4241528 ha
Variační rozpětí	– 44706
Rozptyl výběrového souboru	230031308
Směrodatná odchylka výběrového souboru	15166,783 ha
Variační koeficient výběrového souboru	0,3576 %
Průměrný absolutní přírůstek	– 4967,333 ha
Průměrný koeficient růstu	1,001172
p – hodnota	0,856424

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.2.2 Jednotná platba na plochu (dotace SAPS)

Od roku 2004 se spolu se vstupem do EU v České republice uplatňoval systém přímých podpor v rámci I. pilíře SZP. Jednou z těchto podpor je přímá platba na plochu, dotace SAPS, vyjádřená v Kč/ha. Její výše se v jednotlivých letech postupně navyšovala (tzv. phasing in) dle předem stanoveného modelu. Lze tedy předpokládat, že s růstem výše podpory SAPS poroste také tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 15: Jednotná platba na plochu (dotace SAPS) v letech 2004 – 2013 (Kč/ha)

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
SAPS.	1830,40	2110,70	2517,80	2791,50	3072,70	3710,00	4060,80	4686,50	5383,30	6068,88

Zdroj: Vlastní zpracování [23]

Jednotná platba na plochu (dotace SAPS) dle předem stanoveného modelu v časové řadě let 2004 až 2013 roste. Minimální hodnota dotace v roce 2004 ve výši 1830,40 Kč/ha, maximální hodnota v roce 2013 ve výši 6068,88 Kč/ha. Variační rozpětí vychází 4238,48. Prostý aritmetický průměr (3623 Kč/ha) se mírně liší od mediánu (3391,35 Kč/ha). Rozptyl vykazuje hodnotu 2014156,7 a směrodatná odchylka 1419 Kč/ha. Směrodatná odchylka se podílí cca 39 % na prostém aritmetickém průměru (variační koeficient). Každý následující rok roste výše dotace SAPS v průměru o 471 Kč/ha, což je v relativním vyjádření o 14,25 %. P – hodnota 0,69405 je větší než zvolená hladina významnosti 0,05. Lze tedy konstatovat, že data časové řady jednotná platba na plochu (dotace SAPS) mají normální rozdělení.

Tabulka 16: Přehled hodnot popisné statistiky jednotné platby na plochu (SAPS)

Ukazatel	Hodnota
Prostý aritmetický průměr	3623,258 Kč/ha
Medián	3391,35 Kč/ha
Variační rozpětí	4238,48
Rozptyl výběrového souboru	2014156,7
Směrodatná odchylka výběrového souboru	1419,2099 Kč/ha
Variační koeficient výběrového souboru	39,16944 %
Průměrný absolutní přírůstek	470,942 Kč/ha
Průměrný koeficient růstu	1,1425
p – hodnota	0,69405

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.2.3 Průměrná cena pachtu zemědělské půdy

Cena pachtu zemědělské půdy neustále roste. Lze tedy předpokládat, že také poroste tržní cena zemědělské půdy. Číselná řada průměrné ceny pachtu zemědělské půdy je uvedena v Kč/ha/rok.

Tabulka 17: Prům. cena pachtu zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (Kč/ha/rok)

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Ø pacht z.p.	792	929	975	1033	1114	1156	1287	1333	1498	1523

Zdroj: Vlastní zpracování [10, 31]

Růst průměrné ceny pachtu zemědělské půdy dokládá kladné variační rozpětí ve výši 731. Minimální hodnota pachtu je v prvním roce časové řady, a to 792 Kč/ha/rok, maximální hodnota v posledním roce 1523 Kč/ha/rok. Prostý aritmetický průměr (1164 Kč/ha/rok) se přibližuje hodnotě mediánu (1135 Kč/ha/rok). Rozptyl vykazuje hodnotu 59242,444, směrodatná odchylka hodnotu 243,4 Kč/ha/rok. Směrodatná odchylka se podílí cca 21 % na prostém aritmetickém průměru (variační koeficient). Každý následující rok roste výše ceny pachtu zemědělské půdy v průměru o 81 Kč/ha/rok, což je v relativním vyjádření o 7,54 %. V rámci testu normality vyšla p – hodnota 0,808231, která je tedy větší než zvolená hladina významnosti 0,05. Z tohoto důvodu možno konstatovat, že data časové řady cena pachtu zemědělské půdy mají normální rozdělení.

Tabulka 18: Přehled hodnot popisné statistiky prům. ceny pachtu zemědělské půdy

Ukazatel	Hodnota
Prostý aritmetický průměr	1164 Kč/ha/rok
Medián	1135 Kč/ha/rok
Variační rozpětí	731
Rozptyl výběrového souboru	59242,444
Směrodatná odchylka výběrového souboru	243,39771 Kč/ha/rok
Variační koeficient výběrového souboru	20,910456 %
Průměrný absolutní přírůstek	81,222 Kč/ha/rok
Průměrný koeficient růstu	1,0754
p – hodnota	0,808231

Zdroj: Vlastní zpracování

4.1.2.4 Průměrná nominální mzda v zemědělství

Existuje jistá disparita zemědělských mezd vůči národnímu hospodářství (NH) jako celku. V roce 2004 činila relace mezd v zemědělství vůči NH cca 71,7 %, zatímco v roce 2012 dosáhla hodnoty 79,5 % viz tabulka 9. Znamená to tedy, že průměrná nominální mzda roste v zemědělství rychleji než v celém národním hospodářství. Časová řada průměrná nominální mzda v zemědělství je vyjádřena v Kč/měsíc.

Tabulka 19: Průměrná nominální mzda v zemědělství v letech 2004 – 2013 (Kč/měsíc)

rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Ø mzda v zem.	12930	13635	14514	15953	17783	17941	18399	18630	19562	20867

Zdroj: Vlastní zpracování [23]

Růst průměrné nominální mzdy v zemědělství dokládá kladné variační rozpětí ve výši 7937. Minimální hodnota mzdy je v prvním roce časové řady, a to 12930 Kč/měsíc, maximální hodnota v posledním roce 20867 Kč/měsíc. Prostý aritmetický průměr (17021,4 Kč/měsíc) se liší od hodnoty mediánu řadově o stokoruny (17862 Kč/měsíc). Rozptyl vykazuje hodnotu 6976683,8, směrodatná odchylka hodnotu 2641,34 Kč/měsíc. Směrodatná odchylka se podílí cca 15,52 % na prostém aritmetickém průměru (variační koeficient) Každý následující rok roste výše průměrné nominální mzdy v zemědělství o 882 Kč/měsíc, v relativním vyjádření se jedná o 5,46 %. P – hodnota 0,579714 je vyšší než zvolená hladina významnosti 0,05. Data časové řady průměrná nominální mzda v zemědělství mají tedy normální rozdělení.

Tabulka 20: Přehled hodnot popisné statistiky prům. nominální mzdy v zemědělství

Ukazatel	Hodnota
Prostý aritmetický průměr	17021,4 Kč/měsíc
Medián	17862 Kč/měsíc
Variační rozpětí	7937
Rozptyl výběrového souboru	6976683,8
Směrodatná odchylka výběrového souboru	2641,3413 Kč/měsíc
Variační koeficient výběrového souboru	15,5178 %
Průměrný absolutní přírůstek	881,88889 Kč/měsíc
Průměrný koeficient růstu	1,0546
p – hodnota	0,579714

Zdroj: Vlastní zpracování

4.2 Jednoduchá lineární regrese a korelace

Regresní a korelační analýza je metodou statistické indukce zaměřené na zkoumání a hodnocení závislostí mezi kvantitativními statistickými znaky respektive proměnnými. Analýza zkoumá, jak ovlivňuje nezávislá (vysvětlující) proměnná x_i závislou (vysvětlovanou) proměnnou y_i . Regresní funkcí je vyjádřen průměrný průběh závislosti. Těsnost zkoumané závislosti vyjadřuje vypočtená hodnota korelace r a determinace r^2 . Pomocí grafu – tzv. korelačního pole, lze proložením přímkou určit regresní funkci a vyjádřením korelačního koeficientu zjistit sílu závislosti zkoumaných proměnných.

Model jednoduché lineární regrese a korelace je vyjádřen vztahem:

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon$$

y závislá (vysvětlovaná) proměnná

x nezávislá (vysvětlující) proměnná

α absolutní člen

β regresní koeficient

ε náhodná chyba – rezidua

4.2.1 Závislost výměry zemědělské půdy na průměrné tržní ceně zemědělské půdy

Výchozí datový soubor tvoří neperiodickou číselnou řadu. Jedná se o výměru zemědělské půdy v ha a průměrnou tržní cenu půdy v Kč/ha v letech 2004 až 2013. K řešení bude použita lineární trendová funkce.

Tabulka 21: Výměra zemědělské půdy a průměrná tržní ceny zemědělské půdy

Rok	Vysvětlující x Výměra zemědělské půdy	Vysvětlovaná y Průměrná tržní cena zem.půdy
2004	4264573	65864
2005	4259480	68336
2006	4254403	73983
2007	4249177	76901
2008	4244081	86673
2009	4238975	96300
2010	4233501	102456
2011	4229167	108100
2012	4224389	118712
2013	4219867	124070

Zdroj: Vlastní zpracování [11, 37, 40]

Dobře proložená přímka minimalizuje velikosti reziduálních hodnot pro x_i , y_i (metoda nejmenších čtverců). Parametry a , b budou odhadnuty pomocí dle níže uvedených vzorců :

Vzorec 11: Parametr a

$$a = \bar{y} - b * \bar{x}$$

Vzorec 12: Parametr b

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$$

Parametr a (absolutní člen, který je formálním počátkem regresní funkce) byl vyjádřen pomocí funkce LINTREND v MS EXCEL a parametr b (regresní koeficient) pomocí funkce LINREGRESE také v MS EXCEL.

$$y = 60902,61 - 1,3693 x$$

Podstatou hodnoty parametru b je, že pokud klesne výměra zemědělské půdy o 1 ha, potom poroste průměrná tržní cena zemědělské půdy o 1,3693 Kč/ha.

Pomocí koeficientu korelace r , respektive indexu determinace r^2 bude vyjádřena síla závislosti.

Vzorec 13: Koeficient korelace

$$r = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2] * [n \sum_{i=1}^n y_i^2 - (\sum_{i=1}^n y_i)^2]}} = b_{yx} * \frac{S_x}{S_y}$$

S_x směrodatná odchylka proměnné x

S_y směrodatná odchylka proměnné y

b_{yx} parametr b

Platí, že hodnota indexu korelace r se pohybuje v intervalu $\langle -1, 1 \rangle$. Pokud by $|r| = 1$, pak všechny hodnoty proměnné leží na přímce. Naopak v případě $r = 0$ se jedná o dvě nekorelované proměnné. Index korelace r byl vyjádřen pomocí funkce CORREL

v MS EXCEL ve výši $-0,99$. Lze tedy konstatovat, že proměnné x_i , y_i jsou vzájemně silně negativně korelovány.

Kvalita modelu je posuzována pomocí indexu determinace, který je druhou mocninou indexu korelace. Vypočtená hodnota $0,9821$ se blíží hodnotě 1 a tím potvrzuje, že lineární trend je vhodně zvolenou metodou pro analyzované časové řady. $98,21\%$ kolísání časové řady průměrná tržní cena zemědělské půdy bude vysvětleno pomocí změny časové řady výměra zemědělské půdy.

V závěru analýzy je nutné otestovat statistickou významnost alespoň jednoho z vyjádřených parametrů.

Vzorec 14: Testové kritérium

$$S_{b_{yx}} = \frac{S_y}{S_x} * \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}$$

$$t = \frac{|b_{yx}|}{S_{b_{yx}}}$$

Nulová hypotéza H_0 předpokládá, že parametr b není statisticky významný, pokud platí: $|t| < t_{\alpha(n-2)}$. Vypočtené testové kritérium $t = 20,9223$ dle vzorce č. 14. Při porovnání testového kritéria t , možno konstatovat $|20,9223| > 2,306$. H_0 se zamítá a regresní koeficient je tedy statisticky významný.

Tabulka 22: Analýza závislosti výměry zem.půdy na prům. tržní ceně zem. půdy

Ukazatel	Hodnota
a, absolutní člen	60902,60869
b, regresní koeficient	-1,369336407
r, koeficient korelace	-0,990985552
r^2 , index determinace	0,982052365
t, testové kritérium	20,9222652
$t_{\alpha(n-2)}$	2,306
V/N	V

Zdroj: Vlastní zpracování

Údaje vyjádřené pomocí funkcí v tabulkovém kalkulátoru EXCEL korespondují s výstupy v programu GRETL, které jsou součástí příloh.

4.2.2 Závislost dotace SAPS na průměrné tržní ceně zemědělské půdy

Výchozí data tvoří neperiodickou číselnou řadu v letech 2004 až 2013. Jedná se o jednotnou platbu na plochu (dotace SAPS) v Kč/ha a průměrnou tržní cenu půdy v Kč/ha.

Tabulka 23: Jednotná platba na plochu (SAPS) a prům. tržní cena zemědělské půdy

Rok	Vysvětlující x Dotace SAPS	Vysvětlovaná y Průměrná tržní cena zem.půdy
2004	1830,40	65864
2005	2110,70	68336
2006	2517,80	73983
2007	2791,50	76901
2008	3072,70	86673
2009	3710,00	96300
2010	4060,80	102456
2011	4686,50	108100
2012	5383,30	118712
2013	6068,88	124070

Zdroj: Vlastní zpracování [23, 40]

Vypočtením parametrů a, b je odvozena funkce:

$$y = 65873,66 + 14,65026 x$$

Pokud vzroste jednotná platba na plochu (dotace SAPS) o 1 Kč/ha, pak vzroste tržní cena zemědělské půdy o 14,65 Kč/ha. Koeficient korelace r ve výši 0,99 naznačuje pozitivní silnou korelaci. Výstupem indexu determinace r^2 ve výši 98,42 % je tvrzení, že změny tržní ceny zemědělské půdy jsou z 98,42 % vysvětleny změnami výše jednotné platby na plochu (dotace SAPS). Otestováním parametru b byla zamítnuta H_0 . Regresní koeficient je statisticky významný.

Tabulka 24: Analýza závislosti dotace SAPS na průměrné tržní ceně zemědělské půdy

Ukazatel	Hodnota
a, absolutní člen	65873,66
b, regresní koeficient	14,65026
r, koeficient korelace	0,992101
r^2 , index determinace	0,984264
t, testové kritérium	22,36929
t α (n-2)	2,306
V/N	V

Zdroj: Vlastní zpracování

4.2.3 Závislost prům. ceny pachtu zem. půdy na prům. tržní ceně zemědělské půdy

Výchozí data tvoří neperiodickou číselnou řadu v letech 2004 až 2013. Jedná se o průměrnou cenu pachtu zemědělské půdy v Kč/ha/rok a průměrnou tržní cenu půdy v Kč/ha.

Tabulka 25: Prům. cena pachtu zem. půdy a prům. tržní cena zemědělské půdy

Rok	Vysvětlující x Průměrná cena pachtu zem.půdy	Vysvětlovaná y Průměrná tržní cena zem.půdy
2004	792	65864
2005	929	68336
2006	975	73983
2007	1033	76901
2008	1114	86673
2009	1156	96300
2010	1287	102456
2011	1333	108100
2012	1498	118712
2013	1523	124070

Zdroj: Vlastní zpracování [10, 31, 40]

Vypočtením parametrů a, b je odvozena funkce:

$$y = 60505,9 + 85,03792 x$$

Pokud vzroste průměrná cena pachtu zemědělské půdy o 1 Kč/ha/rok, pak vzroste tržní cena zemědělské půdy o 18,04 Kč/ha. Koeficient korelace r ve výši 0,98 naznačuje pozitivní silnou korelaci. Změny tržní ceny zemědělské půdy jsou z 97,54 % vysvětleny změnami výše průměrné ceny pachtu zemědělské půdy v Kč/ha/rok (index determinace r^2). Otestováním parametru b byla zamítnuta H_0 . Regresní koeficient je statisticky významný.

Tabulka 26: Analýza závislosti ceny pachtu zem.půdy na prům. trž. ceně zem. půdy

Ukazatel	Hodnota
a, absolutní člen	60505,39
b, regresní koeficient	85,03792
r, koeficient korelace	0,987627
r^2 , index determinace	0,975407
t, testové kritérium	17,812615
t α (n-2)	2,306
V/N	V

Zdroj: Vlastní zpracování

4.2.4 Závislost prům. nominální mzdy v zemědělství na prům. tržní ceně zem. půdy

Výchozí data tvoří neperiodickou číselnou řadu v letech 2004 až 2013. Jedná se o průměrnou nominální mzdu v zemědělství v Kč/měsíc a průměrnou tržní cenu půdy v Kč/ha.

Tabulka 27: Průměrná nominální mzda v zemědělství a prům. tržní cena zem. půdy

Rok	Vysvětlující x Průměrná nominální mzda v zemědělství	Vysvětlovaná y Průměrná tržní cena zem.půdy
2004	12930	65864
2005	13635	68336
2006	14514	73983
2007	15953	76901
2008	17783	86673
2009	17941	96300
2010	18399	102456
2011	18630	108100
2012	19562	118712
2013	20867	124070

Zdroj: Vlastní zpracování [23, 40]

Vypočtením parametrů a, b je odvozena funkce:

$$y = 60877,8 + 7,640831 x$$

Pokud vzroste průměrná nominální mzda v zemědělství o 1 Kč/měsíc, pak vzroste tržní cena zemědělské půdy o 7,64 Kč/ha. Koeficient korelace r ve výši 0,96 naznačuje pozitivní silnou korelaci. Změny tržní ceny zemědělské půdy jsou z 92,74 % vysvětleny změnami výše průměrné nominální mzdy v zemědělství v Kč/měsíc (index determinace r^2). Otestováním parametru b byla zamítnuta H_0 . Regresní koeficient je statisticky významný.

Tabulka 28: Analýza závislosti mzdy v zemědělství na tržní ceně zem. půdy

Ukazatel	Hodnota
a, absolutní člen	60877,8
b, regresní koeficient	7,640831
r, koeficient korelace	0,963006
r^2 , index determinace	0,92738
t, testové kritérium	10,10753
t $\alpha(n-2)$	2,306
V/N	V

Zdroj: Vlastní zpracování

4.3 Jednorovnicový ekonometrický model (dynamický)

V této části práce bude sestaven jednorovnicový dynamický model, který bude zkoumat vývoj tržní ceny zemědělské půdy v závislosti na zvolených faktorech; výměra zemědělské půdy, jednotná platba na plochu (dotace SAPS), průměrný nájem za ha zemědělské půdy a průměrná nominální mzda v zemědělství.

4.3.1 Sestavení ekonomického modelu – transformace do modelu ekonometrického

Ekonomický model nejprve slovně formuluje definované množiny prvků a vazeb mezi nimi a poté je transformuje do matematické podoby. Je nutné definovat předpoklady o chování modelu. Ekonometrický model je specifickou formou modelu algebraického. Každá z rovnic obsahuje alespoň jednu náhodnou proměnnou.

Vývoj tržní ceny zemědělské půdy je vysvětlovanou (endogenní) proměnnou y_{1t} v čase t . Model zkoumá do jaké míry ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy vysvětlující (exogenní) proměnné x_{1t} (výměra zemědělské půdy v ha), x_{2t} (jednotná platba na plochu – dotace SAPS na 1 ha zemědělské půdy v Kč), x_{3t} (průměrné pachtovné za 1 ha zemědělské půdy v Kč/rok), x_{4t} (průměrná nominální mzda v zemědělství v Kč za měsíc). Jednotkový vektor vyjadřuje minimální úroveň tržní ceny zemědělské půdy x_{5t} . Výchozí data jsou roční v letech 2004 až 2013.

Tabulka 29: Proměnné jednorovnicového modelu a předpoklad jejich chování

	Proměnná	Jednotky	Zkratka	Předpoklad chování proměnné
y_{1t}	Vývoj tržní ceny zemědělské půdy	Kč/ha	TC	
x_{1t}	Výměra zem.půdy	ha	VZP	Při poklesu výměry zemědělské půdy bude tržní cena zemědělské půdy pravděpodobně stoupat. Zemědělská půda se stává vzácnější, tedy také hodnotnější.
x_{2t}	Jednotná platba na plochu – dotace SAPS	Kč/ha	SAPS	Při nárůstu dotací SAPS bude pravděpodobně stoupat tržní cena zemědělské půdy.
x_{3t}	Průměrné pachtovné za 1 ha zemědělské půdy	Kč/ha/rok	PP	Při nárůstu pachtovného bude tržní cena zem. půdy pravděpodobně stoupat – předpoklad, že pachtovné a tržní cena zemědělské půdy kopírují ekonomickou situaci a celkové zhodnocení zemědělské půdy.
x_{4t}	Průměrná nominální mzda v zemědělství	Kč/měsíc	PM	Při nárůstu průměrné nominální mzdy v zemědělství poroste tržní cena zemědělské půdy. Růst nominální mzdy je předpokladem růstu ekonomiky.
x_{5t}	Jednotkový vektor		JV	Minimální úroveň tržní ceny zemědělské půdy

Zdroj: Vlastní zpracování

Analytické vyjádření – matematický zápis ekonomického modelu:

$$Y_1 = F_{ce}(x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}, x_{5t})$$

$$y_{1t} = x_{1t} + x_{2t} + x_{3t} + x_{4t} + x_{5t}$$

Ekonometrický model zahrnuje náhodnou (stochastickou) složku u_t :

$$\beta_{11}y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + \gamma_{15}x_{5t} + u_{1t}$$

Zápis možno upravit takto ($\beta_{11} = 1, x_{5t} = 1$)

$$y_{1t} = \gamma_{11}x_{1t} + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + \gamma_{15} + u_{1t}$$

Tabulka 30: Podkladová data

proměnná	TC	VZP	SAPS	PP	PM	JV
	y_{1t}	x_{1t}	x_{2t}	x_{3t}	x_{4t}	x_{6t}
2004	65864	4264573	1830,40	792	12930	1
2005	68336	4259480	2110,70	929	13635	1
2006	73983	4254403	2517,80	975	14514	1
2007	76901	4249177	2791,50	1033	15953	1
2008	86673	4244081	3072,70	1114	17783	1
2009	96300	4238975	3710,00	1156	17941	1
2010	102456	4233501	4060,80	1287	18399	1
2011	108100	4229167	4686,50	1333	18630	1
2012	118712	4224389	5383,30	1498	19562	1
2013	124070	4219867	6068,88	1523	20867	1

Zdroj: Vlastní zpracování [10, 11, 23, 31, 37, 40]

4.3.2 Kvantifikace korelační matice

Korelace vyjadřuje sílu závislosti (těsnost) mezi dvěma proměnnými. Její hodnoty se pohybují v intervalu $< -1, 1 >$.

Hlavní diagonálu korelační matice tvoří jedničky. Ostatní prvky matice tvoří párové koeficienty, které by neměly převyšovat hodnotu 0,8, respektive 0,9. V takovém případě, kdy je hodnota korelace mezi vysvětlujícími proměnnými vyšší než 0,8, se jedná o multikolinearitu, tedy jev nežádoucí. Tento model potom nemá potřebnou vypovídající hodnotu. Řešením je přepočtení hodnot pomocí diferencí (postupná diference absolutní, postupná diference relativní), vložení umělé proměnné dummy, zařazením časové proměnné, v krajním případě je nutné tuto proměnnou úplně vypustit.

Korelační matici lze vyčíslit pomocí vztahu:

Vzorec 15: Korelační matice

$X'^T * X'$ (X' = normalizovaná matice)

$$X' = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\sqrt{n}\sigma_{xi}}$$

x_{it} ... hodnota i – té vysvětlující proměnné

\bar{x}_i ... průměr vysvětlující proměnné

σ_{xi} ... směrodatná odchylka

n počet pozorování

Tabulka 31: Výstup SW GRETL – korelační matice

Proměnné		TC	VZP	SAPS	PP	PM
		y_{1t}	x_{1t}	x_{2t}	x_{3t}	x_{4t}
TC	y_{1t}	1,0000	-0,9910	0,9921	0,9876	0,9630
VZP	x_{1t}	-0,9910	1,0000	-0,9833	-0,9906	-0,9811
SAPS	x_{2t}	0,9921	-0,9833	1,0000	0,9864	0,9475
PP	x_{3t}	0,9876	-0,9906	0,9864	1,0000	0,9604
PM	x_{4t}	0,9630	-0,9811	0,9475	0,9604	1,0000

Zdroj: Vlastní zpracování

Z korelační matice je patrné, že model multikolinearity obsahuje (hodnoty zvýrazněné červeně). Multikolinearita se v tomto modelu vyskytla šestkrát, a to ve vztahu x_{1t} a x_{2t} , x_{3t} , x_{4t} , dále ve vztahu x_{2t} a x_{3t} , x_{4t} a naposledy ve vztahu x_{3t} a x_{4t} . Podkladové údaje možno např. přepočíst pomocí postupných diferencí absolutních u proměnných x_{2t} , x_{3t} , x_{4t} .

Tabulka 32: Podkladová data upravená pomocí postupných diferencí

proměnná	TC	VZP	Δ SAPS	Δ PP	Δ PM	JV
	y_{1t}	x_{1t}	x_{2t}	x_{3t}	x_{4t}	x_{6t}
2005	68336	4259480	280,30	137,00	705,00	1
2006	73983	4254403	407,10	46,00	879,00	1
2007	76901	4249177	273,70	58,00	1439,00	1
2008	86673	4244081	281,20	81,00	1830,00	1
2009	96300	4238975	637,30	42,00	158,00	1
2010	102456	4233501	350,80	131,00	458,00	1
2011	108100	4229167	625,70	46,00	231,00	1
2012	118712	4224389	696,80	165,00	932,00	1
2013	124070	4219867	685,58	25,00	1305,00	1
Průměr	95059	4239227	470,94	81,22	881,89	1

Zdroj: Vlastní zpracování

Tabulka 33: Výstup SW GRETL – korelační matice

Proměnné		TC	VZP	ΔSAPS	ΔPP	ΔPM
		y _{1t}	x _{1t}	x _{2t}	x _{3t}	x _{4t}
TC	y _{1t}	1,0000	-0,9948	0,8232	-0,0142	-0,1369
ΔVZP	x _{1t}	-0,9948	1,0000	-0,7914	-0,0522	0,1093
ΔSAPS	x _{2t}	0,8232	-0,7914	1,0000	-0,1976	-0,3845
ΔPP	x _{3t}	-0,0142	-0,0522	-0,1976	1,0000	-0,0540
ΔPM	x _{4t}	-0,1369	0,1093	-0,3845	-0,0540	1,0000

Zdroj: Vlastní zpracování

Nyní ekonometrický model neobsahuje multikolaritu a zároveň byl přepočtením postupných diferencí dynamizován. Hodnota závislosti mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými je nižší než 0,8.

4.3.3 Odhad parametrů modelu metodou nejmenších čtverců

V případě neexistující multikolarity možno odhadnout parametry γ pomocí běžné metody nejmenších čtverců (BMNČ). Podstatou této metody je nalezení parametrů, které minimalizují součet čtverců odchylek teoretických hodnot vysvětlované proměnné od jejích skutečných hodnot.

Vzorec 16: Vyčíslení parametrů pomocí BMNČ

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

γ ... vektor (k x 1) odhadovaných parametrů

X ... matice (n x k), která obsahuje napozorované hodnoty vysvětlujících proměnných

y vektor (n x 1) obsahující napozorované hodnoty vysvětlované proměnné

Nejdříve nutno vyjádřit z podkladových dat matici X a vektor y.

Matice X					Vektor y
JV	x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	y
1	4259480	280,30	137,00	705,00	68336
1	4254403	407,10	46,00	879,00	73983
1	4249177	273,70	58,00	1439,00	76901
1	4244081	281,20	81,00	1830,00	86673
1	4238975	637,30	42,00	158,00	96300
1	4233501	350,80	131,00	458,00	102456
1	4229167	625,70	46,00	231,00	108100
1	4224389	696,80	165,00	932,00	118712
1	4219867	685,58	25,00	1305,00	124070

Matici X je potřeba převést (transponovat) na matici X^T , tj. zamění se řádky za sloupce.

	Matice X^T								
JV	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
x_1	4259,5	4254,4	4249,2	4244,1	4239,0	4233,5	4229,2	4224,4	4219,9
x_2	280,3	407,1	273,7	281,2	637,3	350,8	625,7	696,8	685,58
x_3	137,0	46,0	58,0	81,0	42,0	131,0	46,0	165,0	25,0
x_4	705,0	879,0	1439,0	1830,0	158,0	458,0	231,0	932,0	1305,0

Dále se násobek matic $X^T X$ převede na matici inverzní.

$(X^T X)^{-1}$				
39580,94717	--9,2488372	-0,62290545	-0,3629719	-0,05679276
-0,009248837	2,16131E-06	1,44883E-07	8,32841E-08	1,30969E-08
-0,62290545	0,000144883	1,41767E-05	9,20092E-06	1,4627E-06
-0,362971897	8,32841E-05	9,20092E-06	5,54792E-05	1,21629E-06
-0,05679276	1,30969E-05	1,4627E-06	1,21629E-06	5,49337E-07

Transponovaná matice X^T se vynásobí s vektorem y. Vektor b vznikne poté vynásobením matic $X^T X$ a vektoru $X^T y$. Obsahuje jednotlivé parametry γ v takovém pořadí, v jakém jednotlivé proměnné vstupují do matice X.

$X^T y$	$(X^T X)^{-1} X^T y$	
855531	JV	5625053,23
3624620905	x_1	-1,31
427423468,4	x_2	14,24
69374187	x_3	23,62
742142348	x_4	0,54

Přepis výsledku do rovnicového zápisu modelu :

$$y = 5\,625\,053,23 - 1,31 x_1 + 14,24 x_2 + 23,62 x_3 + 0,54 x_4$$

Správnost modelu lze matematicky ověřit, a to dosazením průměrných hodnot za jednotlivé proměnné do rovnice modelu.

Tabulka 34: Matematická kontrola správnosti

Proměnná	Průměr	Hodnota parametru	Součin
y_{1t}	95059,00		
x_{1t}	4239226,67	-1,306628	-5539094,233549
x_{2t}	470,94	14,241996	6707,157064
x_{3t}	81,22	23,617753	1918,286351
x_{4t}	881,89	0,538121	474,563166
$x_{5\Delta t}$	1	5625053,23	5625053,233549
			95058,999994

Zdroj: Vlastní zpracování

Vektor b byl vypočten správně. Drobné nepřesnosti mohou vzniknout zaokrouhlováním.

4.3.4 Ekonomická verifikace modelu

Ekonomická verifikace modelu je zejména interpretací výsledků, posouzení směru a intenzity působení vysvětlujících proměnných na proměnnou vysvětlovanou. Rovněž se ověřuje správnost předpokladů.

- Klesne-li výměra zemědělské půdy o 1 ha, pak se tržní cena zemědělské půdy zvýší o 1,31 Kč/ha. Směr působení negativní, intenzita malá.
- Stoupne-li dotace SAPS o 1 Kč/ha, pak se také zvýší tržní cena zemědělské půdy o 14,24 Kč/ha. Směr působení pozitivní, intenzita vysoká.
- Stoupne-li průměrné pachtovné zemědělské půdy o 1 Kč/ha/rok, pak také roste tržní cena zemědělské půdy o 23,62 Kč/ha. Směr působení pozitivní, intenzita vysoká. Souvisí s celkovou ekonomickou situací.
- Stoupne-li průměrná mzda v zemědělství o 1 Kč, pak také roste tržní cena zemědělské půdy o 0,54 Kč/ha. Směr působení pozitivní, intenzita malá.

Z výše uvedeného vyplývá, že odhadnuté parametry jsou v souladu s výchozí ekonomickou hypotézou (předpoklad o chování proměnných).

4.3.5 Statistická verifikace modelu

Statistická verifikace slouží k posouzení statistické významnosti odhadnutých parametrů (i celého modelu) a k hodnocení shody odhadnutého modelu s daty.

4.3.5.1 Shoda modelu s daty

Kvalita odhadnuté rovnice se posuzuje pomocí koeficientu vícenásobné determinace R^2 , který vyjadřuje, z kolika % je vysvětlovaná proměnná vysvětlována vysvětlujícími proměnnými.

K výpočtu tohoto koeficientu je nutné nejprve vyjádřit jednotlivé rozptyly vysvětlované proměnné; celkový rozptyl (S_y^2), teoretický rozptyl ($S_{\hat{y}}^2$) a reziduální rozptyl (S_u^2). Počet pozorování $n = 9$.

Tabulka 35: Shoda odhadnutého modelu s daty

rok	y skut.	y teor.	u_t	u_t^2	$(y_t - \bar{y})$	$(y_t - \bar{y})^2$
2005	68336	67102,451	1233,549	1521644,369	-26723	714118729
2006	73983	73486,506	496,494	246506,401	-21076	444197776
2007	76901	78999,825	-2098,825	4405066,297	-18158	329712964
2008	86673	86518,832	154,168	23767,667	-8386	70324996
2009	96300	96441,221	-141,221	19943,320	1241	1540081
2010	102456	101776,790	679,210	461326,632	7397	54715609
2011	108100	109225,180	-1125,180	1266028,907	13041	170067681
2012	118712	119668,592	-956,592	915067,872	23653	559464409
2013	124070	122311,604	1758,396	3091955,086	29011	841638121
Průměr	95059			Σ11951306,551		Σ3185780366

Zdroj: Vlastní zpracování

Vzorec 17: Celkový rozptyl

$$S_y^2 = S_{\hat{y}}^2 + S_u^2$$

$$S_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n}$$

y_t ... skutečné hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování

\bar{y} ... průměr skutečných hodnot vysvětlované proměnné

n ... počet pozorování

Vzorec 18: Teoretický rozptyl

$$S_{\hat{y}}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{n}$$

\hat{y}_t ... teoretické hodnoty vysvětlované proměnné v jednotlivých letech pozorování

Vzorec 19: Reziduální rozptyl

$$S_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}$$

Vzorec 20: Koeficient vícenásobné determinace

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$$

$$S_u^2 = \frac{11951306,551}{9} = 1\,327\,923$$

$$S_y^2 = \frac{3185780366}{9} = 353\,975\,596$$

$$R^2 = 1 - \frac{1327923}{353975596,2} = 0,9962$$

$$R^2 = 0,9962$$

Korigovaný (adjustovaný) koeficient determinace ve výši 0,9925

Změna závisle proměnné je z 99,25 % vysvětlena změnami nezávisle proměnných. Respektive změny v tržní ceně zemědělské půdy jsou z 99,25 % vysvětleny změnami výměry zemědělské půdy, změnami dotací na plochu SAPS, výší průměrného nájmu a výší průměrné měsíční mzdy v zemědělství.

4.3.5.2 Průkaznost parametru (statistická významnost parametrů)

Statistická významnost jednotlivých parametrů se hodnotí t – testem. Při výpočtu testovacího kritéria (t – hodnoty) je používán korigovaný reziduální rozptyl. Počet stupňů volnosti potřebný ke korekci lze získat jako rozdíl počtu pozorování na počtu odhadnutých parametrů p (vyjma parametru jednotkového vektoru). V tomto modelu je počet stupňů volnosti 5.

Vzorec 21: Korigovaný reziduální rozptyl vysvětlované proměnné

$$\bar{S}_u^2 = \frac{\sum_{t=1}^n u^2}{n-p}$$

$$\bar{S}_u^2 = \frac{11951306,551}{5} = 2390261,31$$

Matici pro ověření statistické významnosti parametrů $(X^T X)^{-1}$ nutno vynásobit vypočteným korigovaným reziduálním rozptylem. Prvky na hlavní diagonále takto vzniklé matice jsou rozptyly odhadnutých parametrů S_{ii} .

$S_{ij} = \bar{S}_u^2 * (X^T X)^{-1}$				
JV	x_1	x_2	x_3	x_4
94608806241	-22107,13763	-1488907	-867598	-135750
-22107,13763	0,0051661	0,346308	0,199071	0,031605
-1488906,79	0,346308173	33,88604	21,99259	3,496236
-867597,6782	0,199070671	21,99259	132,6098	2,907254
-135749,5362	0,03130498	3,496236	2,907254	1,313058

Pomocí druhé odmocniny rozptylů odhadnutých parametrů lze vyjádřit standardní chybu jednotlivých parametrů.

Vzorec 22: Standardní chyba jednotlivých parametrů

$$S_{bi} = \sqrt{S_{ii}}$$

Testovací kritérium (t-hodnota) se vypočte jako podíl hodnoty parametru a chyby odhadu.

Vzorec 23: t – hodnota

$$t = \frac{|y_{ii}|}{S_{bi}}$$

Nulová hypotéza H_0 předpokládá, že parametry nejsou statisticky významné. Hodnoty testovacího kritéria (t – hodnoty) jsou porovnány s tabulkovou hodnotou t – testu na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Pokud platí, že $|t| > t_{\alpha = 0,05}$, pak je zamítnuta H_0 . Znamená to tedy, že testovaný parametr je statisticky významný.

Tabulka 36: t-test

	JV	x ₁	x ₂	x ₃	x ₄
S _{ii}	94608806241	0,0051661	33,88604	132,6098	1,313058
S _{bi}	307585,4454	0,071875589	5,821172	11,51563	1,145887
t-hodn.	18,2877744	18,17902975	2,446586	2,050929	0,469611
t _{α=0,05}	2,571	2,571	2,571	2,571	2,571
V/N	V	V	N	N	N
t _{α=0,1}	2,015	2,015	2,015	2,015	2,015
V/N	V	V	V	V	N

Zdroj: Vlastní zpracování

Statisticky významný je parametr x₁ (výměra zemědělské půdy). Ostatní parametry; dotace SAPS, průměrný nájem a průměrná mzda v zemědělství jsou na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ statisticky nevýznamné.

Pokud by byla zvolena jiná hladina významnosti např. $\alpha = 0,1$, pak by při vzájemném porovnání tabulkové hodnoty a t hodnoty vypočtené byly všechny parametry vyjma průměrné mzdy v zemědělství statisticky významné.

Pro určení stupně shody skutečné hodnoty parametru s odhadem se stanovuje interval spolehlivosti, tzv. konfidenční interval. Hledají se meze, ve kterých se bude skutečná

hodnota parametru při opakovaných výběrech nacházet s určitým stupněm spolehlivosti, respektive s určitou zvolenou pravděpodobností.

Vzorec 24: Intervalový odhad parametrů

$$\gamma_{ii} \pm t_{\alpha} * S_{bi}$$

Odhadnutý parametr se významně liší od nuly, pokud tento interval nulu neobsahuje. Obsahuje – li konfidenční interval nulu, je parametr statisticky nevýznamný.

Tabulka 37: Konfidenční interval

	Y	$t_{\alpha} * s_{bi}$	+	-	V/N
x_1	-1,31	0,184792139	-1,1252079	-1,494792139	V
x_2	14,24	14,96623321	29,206233	-0,726233212	N
x_3	23,62	29,60668473	53,226685	-5,98668473	N
x_4	0,54	2,946075477	3,4860755	-2,406075477	N

Zdroj: Vlastní zpracování

4.3.6 Ekonometrická verifikace modelu

V rámci ekonometrické verifikace modelu se testuje, zda stochastická proměnná není závislá na svých předchozích hodnotách (autokorelace reziduí – nežádoucí jev). Dále se zkoumá, zda mají rezidua konstantní rozptyl (homoskedasticita – stejnorodost, heteroskedasticita – různorodost je jev nežádoucí). Test normality reziduí testuje, zda je rozptyl konzistentní a konečný.

4.3.6.1 Autokorelace reziduí

Autokorelace reziduí je testována pomocí Durbin – Watsonova tesu. Pro model byly zjištěny tabulkové hodnoty $d_{L\alpha} = 0,29571$ a $d_{U\alpha} = 2,58810$. Hodnotu Durbin – Watsonova testu lze vyjádřit dle níže uvedeného vzorce.

Vzorec 25: Durbin – Watson test

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}$$

Tabulka 38: Durbin – Watson test

u_t	$u_t - u_{t-1}$	$(u_t - u_{t-1})^2$	u_t^2
1233,549	---	---	1521643,135
496,494	-737,055	543250,073	246506,292
-2098,825	-2595,319	6735680,712	4405066,381
154,168	2252,993	5075977,458	23767,772
-141,221	-295,389	87254,661	19943,371
679,210	820,431	673107,026	461326,224
-1125,180	-1804,390	3255823,272	1266030,032
-956,592	168,588	28421,914	915068,254
1758,396	2714,988	7371159,840	3091856,493
		Σ 23770674,956	Σ 11951307,955

Zdroj: Vlastní zpracování

D – W hodnota ve výši 1,98896 se nachází v intervalu mezi hodnotami $d_{L\alpha}$ a $d_{U\alpha}$. Test je tedy neprůkazný a nelze s určitostí říci, zda je v modelu přítomna autokorelace reziduí. Délka časové řady není dostačující.

V takovém případě nutno alternativně využít Breuch – Godfrey test. Model byl testován v SW GRETL a výstupem je hodnota $p = 0,522$. Nulová hypotéza H_0 říká: „Nepřítomnost autokorelace reziduí, respektive časové řady jsou stacionární.“ Pokud je hodnota p větší než zvolená hladina významnosti, pak nelze zamítnout H_0 . Možno tedy konstatovat, že časové řady jsou v modelu stacionární ($0,522 > 0,05$).

4.3.6.2 Heteroskedasticita

Heteroskedaticita je jev nežádoucí. Je stanovena nulová hypotéza H_0 : „Konstantní rozptyl rezidua (homoskedasticita).“ Model je tedy testován na konstantnost rozptylu náhodné složky rezidua např. pomocí Breuch – Paganova testu v SW GRETL: Výstupem je hodnota $p = 0,902743$ a v tomto případě nelze zamítnout nulovou hypotézu. Homoskedasticita je potvrzena ($0,902743 > 0,05$).

4.3.6.3 Test normality modelu

Test normality reziduí zkoumá, zda mají rezidua nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Nulová hypotéza H_0 je stanovena: „Rezidua mají normální rozdělení, tj. nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl.“ Test normality reziduí (Jargue – Bera) byl proveden v SW GRETL a vyhodnocen pomocí p – hodnoty = 0,86551.

Pokud je p – hodnota větší než zvolená hladina významnosti, pak nelze zamítnout nulovou hypotézu. V tomto případě mají rezidua normální rozdělení. Rozptyl je konzistentní a konečný ($0,86551 > 0,05$).

5 Zhodnocení výsledků

V diplomové práci byl zkoumán vliv vybraných faktorů na vývoj tržní ceny zemědělské půdy. Byly vybrány takové faktory, které souvisí s rozvojem trhu se zemědělskou půdou, a mohou tedy vývoj průměrné tržní ceny zemědělské půdy ovlivnit. Jedná se o níže uvedené faktory:

- výměra zemědělské půdy v ha
- jednotná platba na plochu v Kč/ha (dotace SAPS)
- průměrná cena pachtu zemědělské půdy v Kč/ha/rok
- průměrná nominální mzda v zemědělství v Kč/měsíc

Jednotlivé časové řady tvořené ročními daty v letech 2004 – 2013 byly nejprve popsány pomocí základních statistických ukazatelů. Průměrná tržní cena zemědělské půdy roste ve sledovaném období ročně o 7,29 %. Výměra zemědělské půdy klesá meziročně o 0,12 %. Možno tedy předpokládat, že s poklesem výměry zemědělské půdy se tato komodita stává vzácnější, a tržní cena zemědělské půdy poroste. Dotace v rámci jednotné platby na plochu poskytované z fondů EU také ovlivňují růst tržních cen zemědělské půdy. Výše přímé platby rostla každý rok v průměru o 14,25 % dle předem stanovených pravidel a možno předpokládat její souvislost s růstem tržní ceny zemědělské půdy. V ČR ještě stále zemědělci hospodaří z větší části na půdě propachtované, což je důsledek transformace zemědělství a období před rokem 1989, kdy v centrálně řízené ekonomice neexistoval trh se zemědělskou půdou. Lze tedy předpokládat, že se zhodnocením zemědělské půdy poroste také cena zemědělského pachtu. Analýza zkoumá vliv ceny zemědělského pachtu (ročně se zvyšuje o 7,54 %) na růst průměrné tržní ceny zemědělské půdy. Posledním faktorem je průměrná nominální mzda v zemědělství, která sice v jednotlivých letech vykazuje jistou disparitu oproti průměrné mzdě v ČR, přesto lze uvažovat o vlivu rostoucích mezd na růst poptávky po zemědělské půdě a tedy také na zvyšující se úroveň průměrné tržní ceny zemědělské půdy, především z důvodu nedostatku disponibilních prostředků na její nákup.

Nejprve byl zkoumán vliv faktorů na vývoj tržní ceny zemědělské půdy jednotlivě pomocí lineární regrese a korelace a poté byl vyhodnocen komplexně sestavením ekonometrického modelu.

Kvalita modelu je posuzována v rámci jednoduché lineární regrese a korelace pomocí indexu determinace. V případě hodnoty blízké se 1, index potvrzuje, že lineární trend

je vhodně zvolenou funkcí pro analyzované časové řady. Nejvyšší hodnotu indexu determinace získal vliv dotace SAPS na průměrnou tržní cenu zemědělské půdy ve výši 0,9843. Znamená to tedy, že změny v dotacích SAPS vysvětlují změny v průměrných tržních cenách z 98,43 %. Nejnižší hodnotu dosáhl vliv průměrné nominální mzdy v zemědělství na průměrnou tržní cenu zemědělské půdy ve výši 0,9274.

Shoda modelu s daty jednorovnicového ekonometrického modelu je posuzována pomocí koeficientu vícenásobné determinace. V případě vypracovaného modelu dosáhl adjustovaný koeficient determinace hodnoty 0,9925. Změna průměrné ceny zemědělské půdy je z 99,25 % vysvětlována změnami zvolených faktorů. Na zvolené hladině významnosti ($\alpha = 0,05$) byl v rámci této analýzy vyhodnocen jako statisticky významný faktor – výměra zemědělské půdy.

Tabulka 39: Porovnání parametrů vyjádřených pomocí JLRaK a EKM modelu

Faktor	JLRaK	EKM model
Výměra zemědělské půdy	-1,37	-1,31
Jedn.platba na plochu (SAPS)	14,65	14,24
Průměrná cena zem. pachtu	85,04	23,62
Průměrná mzda v zemědělství	7,64	0,54

Zdroj: Vlastní zpracování

Z tabulky č. 39 vyplývá, že parametry vyjádřené pomocí komplexního hodnocení vlivu všech faktorů zároveň na vývoj tržní ceny zemědělské půdy sestavením ekonometrického modelu jsou nižší respektive přesnější. Hodnota koeficientu vícenásobné determinace (0,9925) je vyšší než u jednotlivých modelů vyjádřených pomocí jednoduché lineární regrese a korelace. Možno tedy konstatovat, že ekonometrický model má vyšší vypovídající schopnost než jednoduchá lineární regrese a korelace.

Autorka se rovněž domnívá, že výše tržní ceny zemědělské půdy je mimo jiné ovlivňována také lokalitou, ve které se tato komodita nachází, a to zejména její vzdáleností od většího sídelního útvaru. Tyto údaje však nejsou statisticky sledovány a proto nemohly být zahrnuty jako ovlivňující faktor do modelu. Pro srovnání jsou v níže uvedené tabulce údaje o nákupech zemědělské půdy vybrané zemědělské společnosti ve sledovaném období let 2004 – 2013. Jedná se o lokalitu kraje Vysočina, katastrální území Pacov.

Tabulka 40: Nákup zemědělské půdy, Vysočina, k.ú. Pacov

Rok	Výměra celkem v ha	Kč/ha
2004	59,17	51 842
2005	56,15	43 994
2006	16,56	50 006
2007	10,25	58 492
2008	9,94	53 367
2009	2,58	54 847
2010	4,49	47 096
2011	0,39	78 887
2012	8,45	67 530
2013	11,25	72 162

Zdroj: Vlastní zpracování

Z tabulky č. 40 vyplývá, že katastrální území Pacov, kraj Vysočina vykazuje nižší cenu zemědělské půdy než je průměrná hodnota v tabulce č. 11. Lze tedy vyvodit předpoklad, že cena zemědělské půdy je závislá na lokalitě, kde se nachází. Za povšimnutí stojí také výměra nakoupené zemědělské půdy v jednotlivých letech konkrétní společnosti, která má klesající trend. Je tedy patrné, že vlastníci zemědělské půdy si uvědomují vzácnost tohoto produkčního faktoru a tím jejich ochota půdu prodat klesá.

6 Závěr

Tržní cenu zemědělské půdy ovlivňuje celá řada faktorů, jako je poloha a přístup k pozemku (pozemkové úpravy), atraktivnost lokality, druh, velikost a bonita půdy, vyjádřená úřední cenou bonitované půdně ekologické jednotky (BPEJ), dále podmínky pachtovní smlouvy a také subjektivní složka, tj. dohoda mezi prodávajícím a kupujícím. Většina z těchto faktorů však není statisticky sledována. Z tohoto důvodu byly pro účely diplomové práce vybrány faktory, které lze kvantifikovat pomocí veřejně dostupných databází a analyzovat tak míru vlivu na vývoj tržní ceny zemědělské půdy v České republice v období 2004 – 2013.

K hodnocení byly vybrány tyto faktory: výměra zemědělské půdy, dotace SAPS, cena pachtu zemědělské půdy a průměrná nominální mzda v zemědělství. Nejprve byl zkoumán vliv těchto faktorů na vývoj tržní ceny zemědělské půdy jednotlivě pomocí lineární regrese a korelace a poté komplexně sestavením ekonometrického modelu. V obou případech bylo dosaženo obdobných výsledků.

V rámci jednoduché lineární regrese a korelace byl jako nejvýznamnější faktor vyhodnocen vliv dotační politiky EU. Změny tržní ceny zemědělské půdy jsou z 98,43 % vysvětlovány změnami ve výši jednotné platby na plochu (dotace SAPS). Nejméně významným faktorem je vliv průměrné nominální mzdy v zemědělství.

Při komplexní analýze vlivu všech jmenovaných faktorů bylo zjištěno, že změny průměrné tržní ceny zemědělské půdy jsou z 99,25 % vysvětlovány změnami hodnocených faktorů. Jako statisticky významný faktor byla vyhodnocena výměra zemědělské půdy.

I když cena zemědělské půdy v České republice roste (od roku 2004 o 88,37 %, [29]), je stále ještě nižší než v západních zemích EU. Důvodem je mimo jiné průměrná velikost prodávaných pozemků a vysoký počet vlastníků zemědělské půdy (k 31.12.2013 evidoval Katastr nemovitostí ČR 6 092 tisíc listů vlastnictví [37]) po transformaci zemědělství a také převažující podíl propachtované půdy. Ve druhé polovině 90. let byla nízká poptávka po zemědělské půdě ovlivněna špatnou finanční situací zemědělců, proto pro ně byl dlouhodobý pronájem dostupnější, než investice do nákupu zemědělské půdy. K rozvoji trhu se zemědělskou půdou došlo privatizací půdy (z.č. 229/1991 Sb, ve znění pozdějších předpisů bylo k privatizaci určeno 600 tis. ha z.p.) a také dotační politikou EU.

Zemědělská půda tak postupně nabývá na reálné hodnotě, přesto podíl propachtované zemědělské půdy v ČR činí v současnosti 76 % [19].

Investice do nákupu zemědělské půdy je nejméně rizikovou a představuje bohatství, které reálně poroste [19]. Roste také cena pachtovného (ročně o 7,54 %), proto se zemědělci koupí zemědělské půdy snaží eliminovat náklady na výrobu [10, 31]. S růstem poptávky po zemědělské půdě a postupným vyrovnáním cen na úroveň obvyklou v EU, poroste pravděpodobně i nadále tržní cena zemědělské půdy v ČR.

Tržní cena zemědělské půdy může být také ovlivněna novelou zákona o ochraně zemědělského půdního fondu (nabývá účinnosti 1.4.2015), která v některých případech upravuje poplatky za vynětí zemědělské půdy. Zemědělská půda se tak může stát v budoucnu ještě vzácnějším produkčním faktorem, což ovlivní další růst tržní ceny zemědělské půdy.

7 Seznam použitých zdrojů

7.1 Knižní publikace

1. BAŠEK, Václav. *České zemědělství šest let po vstupu do Evropské unie*. 1. vyd. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2010, 77 s. Výzkumná studie (Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky), č. 103. ISBN 978-808-6671-819.
2. BIČÍK, Ivan. *Půda v České republice*. Editor Ivo Hauptman, Zdeněk Kukul, Karel Pošmourný. Praha: Pro Ministerstvo životního prostředí a Ministerstvo zemědělství vydal Consult, 2009, 255 s. ISBN 978-80-903482-4-0.
3. BIČÍK, Ivan a Vít JANČÁK. *Transformační procesy v českém zemědělství po roce 1990*. Praha: Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, 2005, 103 s. ISBN 80-865-6119-4.
4. BOHÁČKOVÁ, Ivana a Ivana BROŽOVÁ. *Ekonomika agrárního sektoru*. Vyd. 1. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2010. ISBN 978-80-213-2026-0.
5. BOUČKOVÁ, Bohuslava. *Agrární a strukturální politika*. Vyd. 1. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2010, 143 s. ISBN 978-80-213-2067-3.
6. JANKŮ, Jaroslava. *Pedologie pro ekonomy*. 1. vyd. V Praze: Česká zemědělská univerzita, 2003, 15, 35 s. ISBN 978-80-213-1115-22.
7. KLÍR, Jan a Lada KOZLOVSKÁ. *Zemědělské hospodaření ve zranitelných oblastech: certifikovaná metodika pro praxi*. Praha: Výzkumný ústav rostlinné výroby, 2012, 64 s., [1] s. obr. příl. ISBN 978-80-7427-123-6.
8. NĚMEC, Jiří. *Situační a výhledová zpráva PŮDA*. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2009. ISBN 80-7084-800-5. Dostupné z:
http://eagri.cz/public/web/file/45535/puda_11_2009.pdf

9. NĚMEC, Jiří. *Situační a výhledová zpráva PŮDA*. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2006. ISBN 80-7084-566-X. Dostupné z:
http://eagri.cz/public/web/file/3021/puda_11_2006.pdf.
10. NĚMEC, Jiří. *Situační a výhledová zpráva PŮDA*. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2012. ISBN 879-80-7434-088-8. Dostupné z:
http://eagri.cz/public/web/file/181775/Zprava_Puda_kniha_web__1_.pdf.
11. NĚMEC, Jiří. *Pozemkové právo a trh půdy v České republice*. Vyd. 1. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2004, 391 s. ISBN 80-866-7112-7.
12. NĚMEC, Jiří. *Bonitace a oceňování zemědělské půdy České republiky*. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2001, 257 s. ISBN 80-858-9890-X.
13. PAVEL CIAIAN, D'Artis Kancs and Johan F. *EU land markets and the common agricultural policy*. Brussels: Centre for European Policy Studies, 2010. ISBN 978-929-0799-634.
14. SPĚŠNÁ, Daniela. *Agrární trh práce*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2009, 77 s. ISBN 978-808-6671-703.
15. ŠARAPATKA, Bořivoj. *Pedologie*. Vyd. 1. Olomouc: Vydavatelství Univerzity Palackého, 1996, 235 s. ISBN 80-706-7590-X.
16. ŠTOLBOVÁ, Marie. *Hospodaření zemědělců v oblastech s přírodními omezeními po vstupu ČR do EU: Farming in areas with natural constraints after the Czech Republic accession into the EU: (výzkumná studie)*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2012, 118 s. ISBN 978-80-86671-93-2.

7.2 Periodika (noviny, časopisy)

17. Česká republika. Zákon o ochraně zemědělského půdního fondu. In: *Zákon č. 334/1992 Sb.* 1992. Dostupné z:
<http://business.center.cz/business/pravo/zakony/ozpf/cast1.aspx>.

18. Česká republika. Občanský zákoník. In: *Předpis č. 89/2012 Sb.* 2012. Dostupné z: <http://www.zakonyprolidi.cz/cs/2012-89>.
19. KALÁB, Vladimír. *Půda znamená bohatství, které roste: Speciál Lidových novin.* Praha: MAFRA, a.s., 27.března 2014. ISSN 0862-5921.
20. *Počet pracovníků v zemědělství loni klesl o 3,8 procenta.* *Denik.cz* [online]. 15.7.2013 [cit. 2014-09-07]. Dostupné z: <http://www.denik.cz/ekonomika/pocet-pracovniku-v-zemedelstvi-loni-klesl-o-3-8-procenta-20130715.html>.

7.3 Tištěné, nepublikované zdroje

21. *Development of Market Prices of Agricultural Land within the Conditions of the EU: D. Pletichová, Z. Gebeltová.* Praha, 2013.
Http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/157586/2/agris_online_2013_3_pletichova_gebeltova.pdf. ČZU PEF.
22. MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. *Zelená zpráva 2012* [online]. 2014 [cit. 2014-09-18]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/291876/Zprava_o_stavu_zemedelstvi_CR_za_rok_2012.pdf.
23. MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ. *Zprávy o stavu zemědělství: eAGRI Ministerstvo zemědělství* [online]. 2014 [cit. 2014-09-22]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/vyrocní-a-hodnoticí-zpravy/zpravy-o-stavu-zemedelstvi/>.
24. URBÁNKOVÁ, Irena. *Zemědělská půda v ČR - vliv nákupu půdy na podnikání v zemědělství.* Čáslav, 2010. Absolventská práce. VOŠ, SPŠ OA Čáslav. Vedoucí práce Ing. Jana Nováková.
25. URBÁNKOVÁ, Irena. *Financování investic v zemědělství se zaměřením na zemědělskou půdu.* Praha, 2013. Bakalářská práce. ČZU v Praze, PEF, Katedra ekonomiky. Vedoucí práce Ing. Dobroslava Pletichová.

26. SKLENIČKA, Petr. *Factors affecting farmland prices in the Czech Republic*. In: Land Use Policy. Praha: ČZU Fakulta ŽP, 2012, s. 7. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264837712000397>.

7.4 Internetové zdroje

27. *AGRI Ministerstvo zemědělství* [online]. 2014 [cit. 2014-09-12]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/casto-kladene-otazky/szp-ii-pilir-prv/environmentalni-platby/vymezeni-lfa.html>.
28. *Agroenvironmentální opatření České republiky 2007 - 2013*. Praha, 2007. Dostupné z: http://www.bioinstitut.cz/documents/brozura_agroenvi_opatreni_5.pdf.
29. *Cena půdy 2014: Zemědělské nemovitosti*. *Farmy.cz: zemědělské nemovitosti* [online]. 2014 [cit. 2014-08-13]. Dostupné z: <http://farmy.cz/cena-pudy/>.
30. *Evidenční počet pracovníků a jejich mzdy: Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-09-07]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/p/3106-12>.
31. *Farm Accounting Date Network: Agriculture and Rural Development* [online]. 2014 [cit. 2014-10-18]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/agriculture/rica/database/report_en.cfm?dwh=SO&CFID=9402019&CFTOKEN=47752741&jsessionid=0b559576fe6e11f78c7427572d1216784d2fTR.
32. *FAOSTAT: FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS Statistics Division* [online]. [cit. 2014-08-26]. Dostupné z: <http://faostat3.fao.org/faostat-gateway/go/to/download/R/RL/E>.
33. *Nová Společná zemědělská politika upravuje systém přímých plateb, nabízí podporu investic a mladých zemědělců*. *AGRI MZe* [online]. 16.7.2014 [cit. 2014-11-04]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/ministerstvo-zemedelstvi/zahranicni-vztahy/cr-a-evropska-unie/spolecna-zemedelska-politika/nova-spolecna-zemedelska-politika.html>.

34. *Novela zákona o ochraně zemědělského půdního fondu*. EnviWeb.cz [online]. 2014 [cit. 2014-10-28]. Dostupné z: <http://www.enviweb.cz/clanek/zemedelstvi/100168/novela-zakona-o-ochrane-zemedelskeho-pudniho-fondu>.
35. *PGRLF* [online]. 2014 [cit. 2014-09-22]. Dostupné z: <http://www.pgrlf.cz/pgrlf/aktuality.php>.
36. *Principy nastavení podpor v ČR po roce 2013. Českomoravský svaz zemědělských podnikatelů* [online]. 2014 [cit. 2014-11-04]. Dostupné z: [ww.cmszp.cz/zapisy-z-jednani/uzke-vedeni/344-principy-nastaveni-podpor-v-cr-poce-2013](http://www.cmszp.cz/zapisy-z-jednani/uzke-vedeni/344-principy-nastaveni-podpor-v-cr-poce-2013).
37. *Souhrnné přehledy o půdním fondu z údajů katastru nemovitostí České republiky: Český úřad zeměměřičský a katastrální* [online]. Praha, 2014 [cit. 2014-08-13]. Dostupné z: <http://www.cuzk.cz/Periodika-a-publikace/Statisticke-udaje/Souhrne-prehledy-pudniho-fondu.aspx>.
38. *Státní správa zeměměřičství a katastru* [online]. 2014 [cit. 2014-08-27]. Dostupné z: <http://www.cuzk.cz/Katastr-nemovitosti/O-katastru-nemovitosti/Ucel-katastru.aspx>.
39. *Státní zemědělský intervenční fond: Program rozvoje venkova na období 2014-2020* [online]. 2014 [cit. 2014-09-22]. Dostupné z: <http://www.szif.cz/cs/prv2014>.
40. *Zpráva o trhu s půdou* [online]. září 2014. 2014 [cit. 2014-10-18]. Dostupné z: <http://farmy.cz/dokumenty/ZPRAVA%20o%20trhu%20s%20pudou%20FARMYC%20zari%202014+.pdf>

8 Seznam grafů, tabulek, vzorců

8.1 Seznam grafů

Graf 1: Struktura zemědělské půdy v ČR k 31.12.2013 v %.....	17
Graf 2: Celková výměra půdního fondu zemí EU v milionech ha, rok 2012.....	19
Graf 3: Podíl zemědělské půdy zemí EU z celkové výměry ZPF v %, rok 2012.....	19
Graf 4: Podíl orné půdy zemí EU ze zemědělské půdy (zornění) v %, rok 2012.....	19
Graf 5: Podíl orné půdy zemí EU ze zemědělského půdního fondu v %, rok 2012.....	20
Graf 6: Vývoj zornění v ČR v letech 1951 až 2013 (v %).....	20
Graf 7: Vývoj výměry TTP v ČR v letech 1966 až 2013 (v ha).....	21
Graf 8: Vývoj výměry zemědělské půdy v ČR v letech 1927 až 2013 (v ha).....	21
Graf 9: Vývoj výměry lesní půdy v ČR v letech 1933 až 2013 (v ha).....	22
Graf 10: Vývoj výměry zastavěné plochy v ČR v letech 1993 až 2013 (v ha).....	23
Graf 11: Vývoj výměry zem. a orné půdy v ha/1 obyv. v ČR v letech 1927 až 2013.....	24
Graf 12: Výměra zemědělské půdy v ha/1 obyvatele v zemích EU, rok 2012.....	24
Graf 13: Výměra orné půdy v ha/1 obyvatele v zemích EU, rok 2012.....	25
Graf 14: Počet pracovníků v zemědělství v ČR v letech 2003 až 2013.....	25
Graf 15: Výměra zem. půdy v ha na 1 pracovníka v zemědělství v ČR (2003 až 2013).....	26
Graf 16: Výměra zem. půdy v ha/1 prac. v agrárním sektoru v zemích EU (2012).....	27
Graf 17: Zastoupení jednotlivých typů půd v ČR v %.....	30
Graf 18: Prům. tržní ceny zem. půdy dle druhu pozemku v ČR, Kč/m ² (2000 – 2007).....	42
Graf 19: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy před r. 1990 v ČR v %.....	45
Graf 20: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2000 v ČR v %.....	46
Graf 21: Porovnání výměry orné půdy a TTP v ČR, v letech 1991 a 2001 v tis. ha.....	47
Graf 22: Vývoj počtu pracovníků v zemědělství v ČR, 1990 – 2000, (v tis.).....	48
Graf 23: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2003 v ČR v %.....	51
Graf 24: Podíl podnik. subjektů na výměře zemědělské půdy v r. 2012 v ČR v %.....	52
Graf 25: Přehled dotací SAPS, TOP-UP, národní podpory v mil. Kč (2004 – 2012).....	55
Graf 26: Vyplacené dotace úroků z úvěru celkem v období let 2001 až 2012 (v mil.Kč) ..	61

8.2 Seznam tabulek

Tabulka 1: Půdní fond v České republice k 31. 12. 2013	16
Tabulka 2: Základní údaje o zemědělském půdním fondu v zemích EU v roce 2012	18
Tabulka 3: Vývoj průměrné tržní ceny zem. půdy v ČR v letech 1993 – 2007 v Kč/m ²	39
Tabulka 4: Vývoj tržní ceny zem. půdy v ČR v Kč/m ² dle vel. pozemků (1993–2007)	40
Tabulka 5: Prům. tržní cena zem. půdy ve vybraných okresech ČR (2000 – 2007)	41
Tabulka 6: Průměrná tržní cena zem. půdy ve sledovaných zemích EU (EUR/ha)	43
Tabulka 7: Struktura zemědělských subjektů v ČR podle formy vlastnictví	46
Tabulka 8: Prodej pozemků ve vlastnictví státu a kupní cena	49
Tabulka 9: Pracovní síly v zemědělství	53
Tabulka 10: Prodej pozemků ve vlastnictví státu	54
Tabulka 11: Průměrná tržní cena zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (Kč/ha)	63
Tabulka 12: Přehled hodnot popisné statistiky průměr. tržních cen zemědělské půdy	66
Tabulka 13: Výměra zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (ha)	67
Tabulka 14: Přehled hodnot popisné statistiky výměry zemědělské půdy	67
Tabulka 15: Jednotná platba na plochu (dotace SAPS) v letech 2004 – 2013 (Kč/ha)	68
Tabulka 16: Přehled hodnot popisné statistiky jednotné platby na plochu (SAPS)	68
Tabulka 17: Prům. cena pachtu zemědělské půdy v letech 2004 – 2013 (Kč/ha/rok)	69
Tabulka 18: Přehled hodnot popisné statistiky prům. ceny pachtu zemědělské půdy	69
Tabulka 19: Průměrná nominální mzda v zemědělství v letech 2004 – 2013 (Kč/měsíc) ..	70
Tabulka 20: Přehled hodnot popisné statistiky prům. nominální mzdy v zemědělství	70
Tabulka 21: Výměra zemědělské půdy a průměrná tržní ceny zemědělské půdy	71
Tabulka 22: Analýza závislosti výměry zem.půdy na prům. tržní ceně zem. půdy	73
Tabulka 23: Jednotná platba na plochu (SAPS) a prům. tržní cena zemědělské půdy	74
Tabulka 24: Analýza závislosti dotace SAPS na průměrné tržní ceně zemědělské půdy ...	74
Tabulka 25: Prům. cena pachtu zem. půdy a prům. tržní cena zemědělské půdy	75
Tabulka 26: Analýza závislosti ceny pachtu zem.půdy na prům. trž. ceně zem. půdy	75
Tabulka 27: Průměrná nominální mzda v zemědělství a prům. tržní cena zem. půdy	76
Tabulka 28: Analýza závislosti mzdy v zemědělství na tržní ceně zem. půdy	76
Tabulka 29: Proměnné jednorovnicového modelu a předpoklad jejich chování	77
Tabulka 30: Podkladová data	78
Tabulka 31: Výstup SW GRETL – korelační matice	79

Tabulka 32: Podkladová data upravená pomocí postupných diferencí	79
Tabulka 33: Výstup SW GRETl – korelační matice	80
Tabulka 34: Matematická kontrola správnosti.....	81
Tabulka 35: Shoda odhadnutého modelu s daty	83
Tabulka 36: t-test	85
Tabulka 37: Konfidenční interval	86
Tabulka 38: Durbin – Watson test	87
Tabulka 39: Porovnání parametrů vyjádřených pomocí JLRaK a EKM modelu.....	90
Tabulka 40: Nákup zemědělské půdy, Vysočina, k.ú. Pacov	91

8.3 Seznam vzorců

Vzorec 1: Výpočet hrubého ročního rentního efektu (HRRE)	37
Vzorec 2: Výpočet úřední ceny zemědělské půdy s kladnými hodnotami HRRE	38
Vzorec 3: Výpočet úřední ceny zem. půdy se zápornými hodnotami HRRE.....	38
Vzorec 4: Prostý aritmetický průměr	64
Vzorec 5: Variační rozpětí	64
Vzorec 6: Rozptyl výběrového souboru	64
Vzorec 7: Směrodatná odchylka výběrového souboru	65
Vzorec 8: Variační koeficient výběrového souboru	65
Vzorec 9: Průměrný absolutní přírůstek	65
Vzorec 10: Průměrný koeficient růstu	65
Vzorec 11: Parametr a.....	72
Vzorec 12: Parametr b	72
Vzorec 13: Koeficient korelace	72
Vzorec 14: Testové kritérium	73
Vzorec 15: Korelační matice	79
Vzorec 16: Vyčíslení parametrů pomocí BMNČ	80
Vzorec 17: Celkový rozptyl.....	83
Vzorec 18: Teoretický rozptyl	83
Vzorec 19: Reziduální rozptyl	83
Vzorec 20: Koeficient vícenásobné determinace.....	83

Vzorec 21: Korigovaný reziduální rozptyl vysvětlované proměnné	84
Vzorec 22: Standardní chyba jednotlivých parametrů	85
Vzorec 23: t – hodnota	85
Vzorec 24: Intervalový odhad parametrů	86
Vzorec 25: Durbin – Watson test	86

9 Seznam příloh – výstupy programu GRET

- Příloha č. 1 Popisné charakteristiky časových řad
- Příloha č. 2 Jednoduchá lineární regrese a korelace
- Příloha č. 3 Ekonometrický model

Příloha č. 1: Popisné charakteristiky časových řad

	Střední hodnota	Medián	Minimum	Maximum
TC	92140,	91486,	65864,	1,2407e+005
VZP	4,2418e+006	4,2415e+006	4,2199e+006	4,2646e+006
SAPS	3623,3	3391,3	1830,4	6068,9
PP	1164,0	1135,0	792,00	1523,0
PM	17021,	17862,	12930,	20867,

	Směr. odch.	variační koeficient	Šikmost	Stand. špičatost
TC	20957,	0,22745	0,19389	-1,3515
VZP	15167,	0,0035756	0,052133	-1,2532
SAPS	1419,2	0,39169	0,41175	-1,0428
PP	243,40	0,20910	0,13511	-1,1048
PM	2641,3	0,15518	-0,27355	-1,1630

	IQ range	Missing obs.
TC	38182,	0
VZP	27700,	0
SAPS	2444,7	0
PP	410,75	0
PM	4568,8	0

Test normality proměnných

Tržní cena zemědělské půdy

gretl output pro urbankova 2015-02-26 12:32, strana 1

Test normality TC

Doornik-Hansenův test = 1,22693, s p-hodnotou 0,541471

Shapiro-Wilkův W test = 0,935254, s p-hodnotou 0,501507

Lillieforsův test = 0,166424, s p-hodnotou ≈ 0,6

Test Jarque-Bery = 0,823768, s p-hodnotou 0,662401

Výměra zemědělské půdy

gretl output pro urbankova 2015-02-26 12:36, strana 1

Test normality VZP

Doornik-Hansenův test = 0,426299, s p-hodnotou 0,808035

Shapiro-Wilkův W test = 0,966479, s p-hodnotou 0,856424

Lillieforsův test = 0,106996, s p-hodnotou ≈ 1

Test Jarque-Bery = 0,658907, s p-hodnotou 0,719317

Jednotná platba na plochu (dotace SAPS)

gretl output pro urbankova 2015-02-26 12:39, strana 1

Test normality SAPS

Doornik-Hansenův test = 0,881692, s p-hodnotou 0,643492

Shapiro-Wilkův W test = 0,952156, s p-hodnotou 0,69405

Lillieforsův test = 0,150967, s p-hodnotou ≈ 0,74

Test Jarque-Bery = 0,735672, s p-hodnotou 0,692231

Průměrná cena pachtu zemědělské půdy

Test normality PP

Doornik-Hansenův test = 0,151003, s p-hodnotou 0,927278

Shapiro-Wilkův W test = 0,961983, s p-hodnotou 0,808231

Lillieforsův test = 0,115006, s p-hodnotou ≈ 1

Test Jarque-Bery = 0,539032, s p-hodnotou 0,763749

Průměrná mzda v zemědělství

gretl output pro urbankova 2015-02-26 12:43, strana 1

Test normality PM

Doornik-Hansenův test = 0,625918, s p-hodnotou 0,73128

Shapiro-Wilkův W test = 0,942373, s p-hodnotou 0,579714

Lillieforsův test = 0,213456, s p-hodnotou ≈ 0,22

Test Jarque-Bery = 0,688262, s p-hodnotou 0,708836

Příloha č. 2: Jednoduchá lineární regrese a korelace

Závislost tržní ceny zemědělské půdy a výměry zemědělské půdy

gretl output pro urbankova 2015-02-19 08:12, strana 1

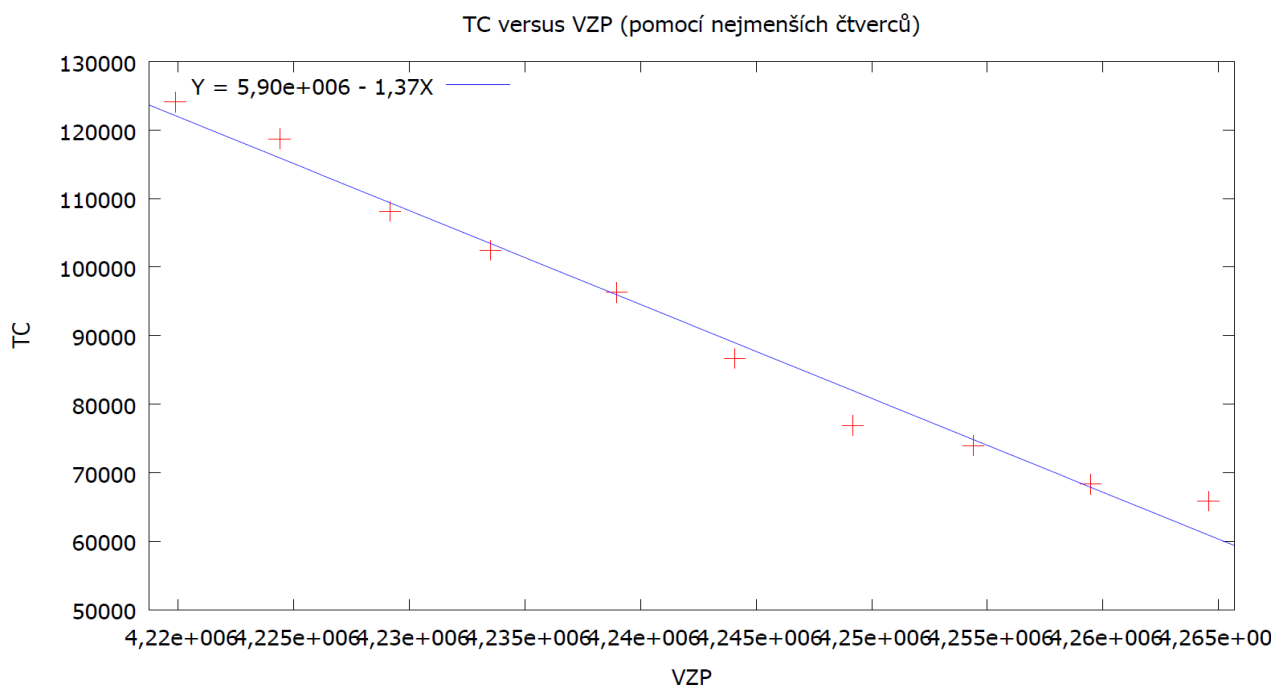
Model 1: OLS, za použití pozorování 2004-2013 (T = 10)

Závisle proměnná: TC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,90054e+06	277620	21,25	2,52e-08	***
VZP	-1,36934	0,0654488	-20,92	2,86e-08	***

Střední hodnota závisle proměnné	92139,50
Sm. odchylka závisle proměnné	20957,35
Součet čtverců reziduí	70945091
Sm. chyba regrese	2977,942
Koeficient determinace	0,982052
Adjustovaný koeficient determinace	0,979809
F(1, 8)	437,7412
P-hodnota(F)	2,86e-08
Logaritmus věrohodnosti	-93,06354
Akaikovo kritérium	190,1271
Schwarzovo kritérium	190,7323
Hannan-Quinnovo kritérium	189,4632
rho (koeficient autokorelace)	0,295302
Durbin-Watsonova statistika	1,040492

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu



Závislost tržní ceny zemědělské půdy a jednotné platby na plochu (dotace SAPS)

gretl output pro urbankova 2015-02-19 08:45, strana 1

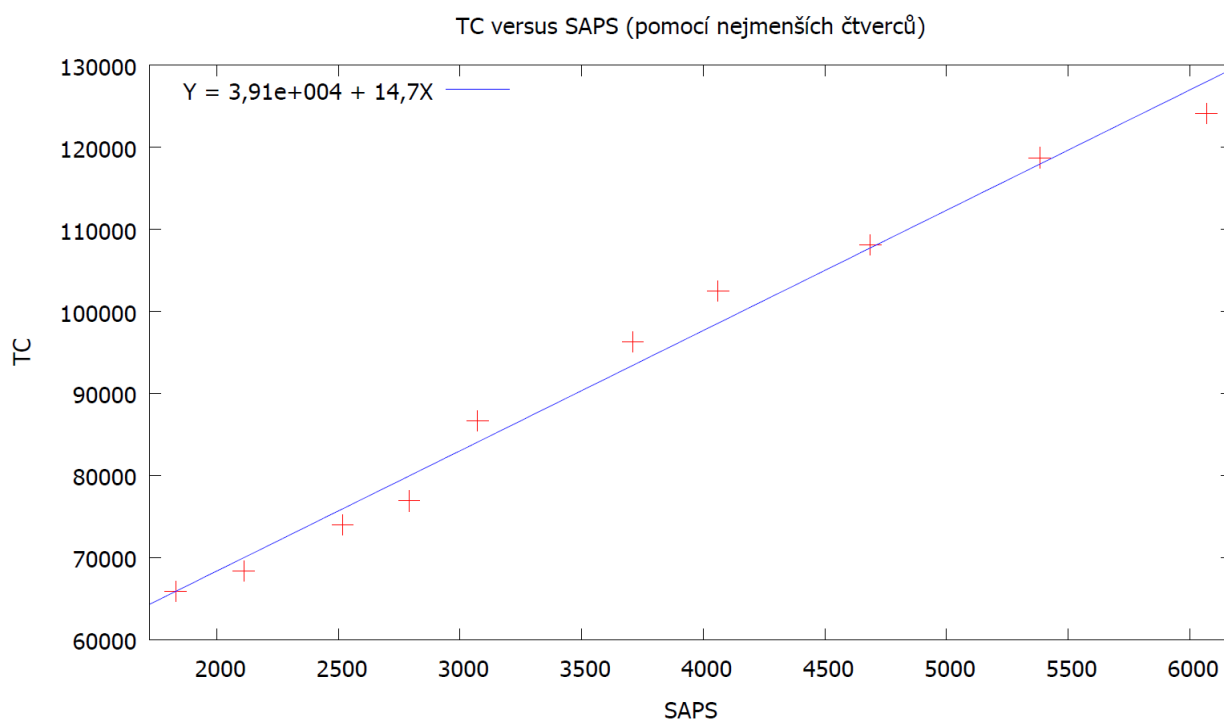
Model 2: OLS, za použití pozorování 2004-2013 (T = 10)

Závisle proměnná: TC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	39057,8	2531,51	15,43	3,10e-07	***
SAPS	14,6503	0,654928	22,37	1,69e-08	***

Střední hodnota závisle proměnné	92139,50
Sm. odchylka závisle proměnné	20957,35
Součet čtverců reziduí	62203129
Sm. chyba regrese	2788,439
Koeficient determinace	0,984264
Adjustovaný koeficient determinace	0,982297
F(1, 8)	500,3852
P-hodnota (F)	1,69e-08
Logaritmus věrohodnosti	-92,40604
Akaikovo kritérium	188,8121
Schwarzovo kritérium	189,4172
Hannan-Quinnovo kritérium	188,1482
rho (koeficient autokorelace)	0,400456
Durbin-Watsonova statistika	1,150442

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu



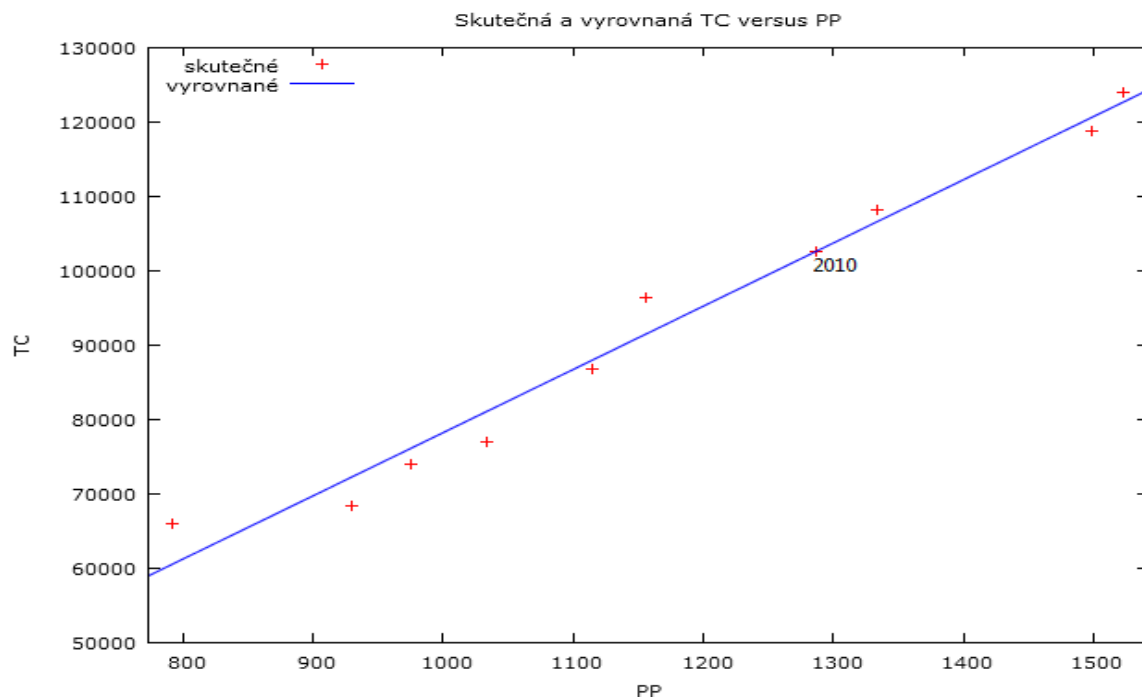
Závislost tržní ceny zemědělské půdy a ceny zemědělského pachtu

Model 1: OLS, za použití pozorování 2004-2013 (T = 10)

Závisle proměnná: TC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-6844,64	5665,25	-1,208	0,2615	
PP	85,0379	4,77403	17,81	1,01e-07	***
Střední hodnota závisle proměnné			92139,50		
Sm. odchylka závisle proměnné			20957,35		
Součet čtverců reziduí			97215472		
Sm. chyba regrese			3485,962		
Koeficient determinace			0,975407		
Adjustovaný koeficient determinace			0,972332		
F(1, 8)			317,2893		
P-hodnota(F)			1,01e-07		
Logaritmus věrohodnosti			-94,63866		
Akaikovo kritérium			193,2773		
Schwarzovo kritérium			193,8825		
Hannan-Quinnovo kritérium			192,6135		
rho (koeficient autokorelace)			-0,118212		
Durbin-Watsonova statistika			1,916058		

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu



Závislost tržní ceny zemědělské půdy a průměrné mzdy v zemědělství

gretl output pro urbankova 2015-02-19 08:49, strana 1

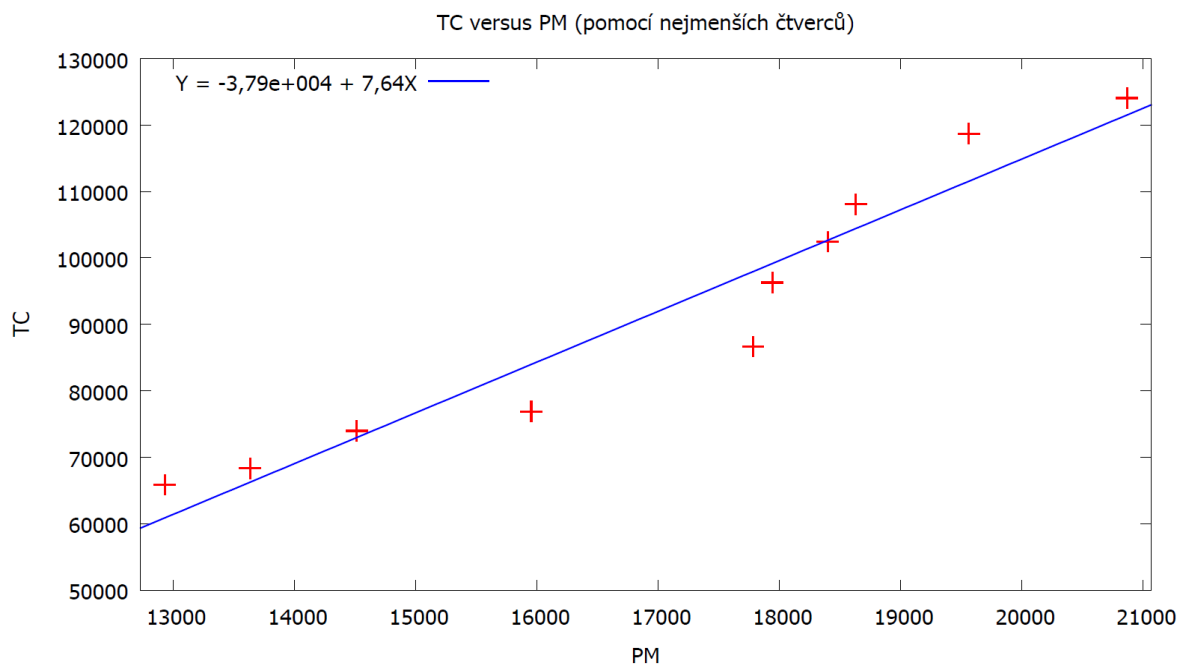
Model 4: OLS, za použití pozorování 2004-2013 (T = 10)

Závisle proměnná: TC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-37918,1	13006,1	-2,915	0,0194	**
PM	7,64083	0,755954	10,11	7,84e-06	***

Střední hodnota závisle proměnné	92139,50
Sm. odchylka závisle proměnné	20957,35
Součet čtverců reziduí	2,87e+08
Sm. chyba regrese	5990,198
Koeficient determinace	0,927330
Adjustovaný koeficient determinace	0,918302
F(1, 8)	102,1623
P-hodnota(F)	7,84e-06
Logaritmus věrohodnosti	-100,0525
Akaikovo kritérium	204,1049
Schwarzovo kritérium	204,7101
Hannan-Quinnovo kritérium	203,4411
rho (koeficient autokorelace)	0,576851
Durbin-Watsonova statistika	0,763163

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu



Příloha č. 3: Ekonometrický model

Odhad parametrů

Model 1: OLS, za použití pozorování 2005–2013 (T = 9)
Závisle proměnná: TC

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	5,62505e+06	343891	16,36	8,18e-05	***
VZP	-1,30663	0,0803594	-16,26	8,37e-05	***
SAPS	14,2420	6,50827	2,188	0,0939	*
PP	23,6178	12,8749	1,834	0,1405	
PM	0,538121	1,28114	0,4200	0,6960	

Střední hodnota závisle proměnné	95059,00
Sm. odchylka závisle proměnné	19955,51
Součet čtverců reziduí	11951307
Sm. chyba regrese	1728,533
Koeficient determinace	0,996249
Adjustovaný koeficient determinace	0,992497
F(4, 4)	265,5634
P-hodnota (F)	0,000042
Logaritmus věrohodnosti	-76,21652
Akaikovo kritérium	162,4330
Schwarzovo kritérium	163,4192
Hannan-Quinnovo kritérium	160,3050
rho (koeficient autokorelace)	-0,252934
Durbin-Watsonova statistika	1,988960

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 6 (PM)

Test autokorelace reziduí Breuch – Godfrey

Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci prvního řádu
OLS, za použití pozorování 2005-2013 (T = 9)
Závisle proměnná: uhat

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-109440	396624	-0,2759	0,8005
VZP	0,0261157	0,0929714	0,2809	0,7970
SAPS	-0,177969	6,94090	-0,02564	0,9812
PP	-6,20040	16,1876	-0,3830	0,7272
PM	-0,949062	1,89530	-0,5007	0,6510
uhat_1	-0,789614	1,09360	-0,7220	0,5225

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,148050

Testovací statistika: LMF = 0,521333,
s p-hodnotou = $P(F(1,3) > 0,521333) = 0,522$

Alternativní statistika: $TR^2 = 1,332449$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 1,33245) = 0,248$

Ljung-Box $Q' = 0,435042$,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(1) > 0,435042) = 0,51$

Heteroskedasticita Breuch – Pagan test

Breusch-Paganův test heteroskedasticity
OLS, za použití pozorování 2005-2013 (T = 9)
Závisle proměnná: škálované $uhat^2$

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	82,0043	284,614	0,2881	0,7876
VZP	-1,90087e-05	6,65078e-05	-0,2858	0,7892
SAPS	-0,00111342	0,00538643	-0,2067	0,8463
PP	-0,00556293	0,0106556	-0,5221	0,6292
PM	0,000628343	0,00106031	0,5926	0,5853

Vysvětlený součet čtverců = 2,09199

Testovací statistika: LM = 1,045996,
s p-hodnotou = $P(\text{Chi-kvadrát}(4) > 1,045996) = 0,902743$

Test normality

gretl output pro Spravce 2015-02-20 00:28, strana 1

Frekvenční rozdělení pro uhat2, poz. 1-9

počet tříd = 5, střední hodnota = 4,38174e-010, so = 1728,53

interval	střed	frequence	rel.	kum.	
< -1616,7	-2098,8	1	11,11%	11,11%	***
-1616,7 - -652,37	-1134,5	2	22,22%	33,33%	*****
-652,37 - 311,94	-170,21	2	22,22%	55,56%	*****
311,94 - 1276,2	794,09	3	33,33%	88,89%	*****
>= 1276,2	1758,4	1	11,11%	100,00%	***

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:

Chí-kvadrát(2) = 0,289 s p-hodnotou 0,86551

