

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Analýza faktorů ovlivňujících tržní cenu zemědělské půdy**

**Hladíková Tereza**

© 2014 ČZU v Praze

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky  
Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Hladíková Tereza

Provoz a ekonomika

Název práce

**Analýza faktorů ovlivňujících tržní ceny zemědělské půdy**

Anglický název

**Analysis of factors influencing the market price of agricultural land**

---

### Cíle práce

Cílem diplomové práce je analyzovat faktory ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy a rozvoj trhu se zemědělskou půdou v České republice po roce 1990.

### Metodika

Diplomová práce bude rozdělena na dvě části, teoretickou a analytickou. V teoretické části budou formou literární rešerše vysvětleny základní pojmy a kategorie. V praktické části bude analyzován trh se zemědělskou půdou včetně vývoje tržních cen ve vybraném regionu. V závěru diplomové práce bude provedeno celkové zhodnocení včetně vlastních námětů k řešené problematice. V diplomové práci bude použita metoda sekundárního sběru dat, analýza dokumentu, syntéza, komparace.

### Harmonogram zpracování

1. Příprava a studium odborných informačních zdrojů, upřesnění dílčích cílů práce a volba postupu řešení: 6/2013
2. Zpracování teoretických východisek práce (přehledu řešené problematiky): 7/2013
3. Vypracování vlastního řešení, diskuse a zhodnocení výsledků 8/2013 – 10/2013
4. Tvorba finálního dokumentu diplomové práce: 11/2013-12/2013
5. Odevzdání diplomové práce a teze vedoucímu DP k posouzení: 28.1. 2014

### **Rozsah textové části**

60-80 stran textu bez příloh

### **Klíčová slova**

Půda, oceňování, digitalizace, pozemkové úpravy, bonitace, zemědělská půda, zjednodušená evidence, úvěr, restituce, trh zemědělské půdy

### **Doporučené zdroje informací**

BUMBA Jan.: České katastry od 11. do 21. století, Grada Publishing, a.s., Praha 2007, ISBN 978-80-247-2318-1

NĚMEC Jiří.: Pozemkové právo a trh půdy, Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha, 2004, ISBN 80-86671-12-7

Situační a výhledová zpráva-Půda, MZe ČR, Praha, prosinec 2012

Zákon č 229/1991 Sb, Zákon o úpravě vlastnických vztahů k půdě a jinému zemědělskému majetku

NĚMEC Jiří: Bonitace a oceňování zemědělské půdy ČR, Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, Praha 2001, ISBN 80-85898-90-X

ALEKNVIUS, Marius : Determinants of Agricultural Land Prices at Macro Level, 2011

### **Vedoucí práce**

Pletichová Dobroslava, Ing.

### **Termín odevzdání**

březen 2014

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry



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

Děkan fakulty

V Praze dne 17.9.2013

### Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci " Analýza faktorů ovlivňujících tržní cenu zemědělské půdy " 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 27.11.2014

---

## Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Dobroslavě Pletichové a Ing. Marii Pechrové za cenné a předmětné rady, které vedly k vypracování této diplomové práce.

# **Analýza faktorů ovlivňujících tržní cenu zemědělské půdy**

---

## **Analysis of factors influencing the market price of agricultural land**

### **Souhrn**

Diplomová práce analyzuje vybrané faktory ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy v České republice po roce 1990 včetně faktorů, které ovlivnily rozvoj trhu se zemědělskou půdou. Pro účely analýzy potenciálních determinantů trhu se zemědělskou půdou v této práci jsou vybrány faktory, které lze kvantifikovat. Tyto faktory odrážejí makroekonomickou situaci v ČR, ekonomickou situaci v zemědělství, dotační politiku a specifické technické problémy v ČR (Pozemkové úpravy a Zjednodušenou evidenci půdy). Diplomová práce zkoumá vliv jednotlivých faktorů na tržní cenu zemědělské půdy v období 1998-2012 pomocí základních analytických funkcí. Dále pomocí ekonometrického modelu kvantifikuje vztahy mezi vybranými faktory pro modelování vývoje tržní ceny zemědělské půdy. Provedená analýza vývoje tržní ceny zemědělské půdy upozorňuje na skutečnost, že výchozí shromažďovaná data oficiálními institucemi nemají jednotnou metodiku sběru a vykazují značné rozdíly. Ze statistické analýzy jednotlivých faktorů nebyla zjištěna statistická významnost na vliv tržní ceny zemědělské půdy. Ekonometrický model identifikoval tři statisticky významné proměnné, byly to v přepočteném tvaru dotace v zemědělství, komplexní pozemkové úpravy a zaplacené pachtovné. Intenzita působení faktorů na tržní cenu zemědělské půdy je však velmi nízká. Výsledky diplomové práce jsou relevantní jen v kontextu dat o vývoji tržní ceny zemědělské půdy prezentované Výzkumným ústavem zemědělské ekonomiky (VÚZE), parcel nad 5 ha v letech 1998-2003, a Českým statistickým úřadem (ČSÚ) v období 2004-2012.

## **Summary**

This thesis analyzes selected factors affecting the market price of agricultural land in the Czech Republic after 1990, including the factors that influenced the development of the agricultural land market. For the analysis of potential determinants of agricultural land market in this work are selected factors that can be quantified. These factors reflect the macroeconomic situation in the Czech Republic, the economic situation in the agricultural subsidy policy and specific technical problems in the Czech Republic (Land Consolidation and simplification of the parcel). This thesis examines the impact of various factors on the market price of agricultural land in the period 1998-2012 using basic analytic functions. Next, using an econometric model quantifies the relationship between selected factors for modeling the development of the market price of agricultural land. Analysis of the evolution of market prices of agricultural land draws attention to the fact that the initial data collected by official institutions is not a uniform methodology for the collection and exhibit considerable differences. The statistical analysis of the various factors has been found a statistical significance to influence the market price of agricultural land. Econometric model identified three statistically significant variables were recalculated in the shape of subsidies in agriculture, comprehensive landscaping and paid rent. The intensity of the effect of factors on the market price of agricultural land is very low. The results of the thesis is relevant only in the context of data on the evolution of the market price of agricultural land presented Agricultural Economics Research Institute (VÚZE), plots of 5 ha in 1998-2003, and the Czech Statistical Office (CSO) in the period 2004-2012.

**Klíčová slova:** Půda, oceňování, digitalizace, pozemkové úpravy, zemědělská půda, zjednodušená evidence, restituce, trh zemědělské půdy, statistická analýza.

**Keywords:** Land, valuation, digitization, land consolidation, agricultural land, simplified registration, restitution, marketing of agricultural land, statistical analysis.

# Obsah

1	Úvod.....	8
2	Cíl práce a metodika.....	9
3	Literární rešerše.....	13
3.1	Půdní fond v České republice .....	13
3.2	Bonitace a oceňování zemědělské půdy.....	15
3.3	Vývoj pozemkových evidencí.....	20
4	Problematika trhu se zemědělskou půdou v České republice .....	26
4.1	Vývoj tržních cen zemědělské půdy před rokem 2004 .....	30
4.2	Vývoj tržních cen zemědělské půdy po vstupu ČR do EU .....	32
4.3	Trh se zemědělskou půdou ve vlastnictví státu.....	36
4.4	Srovnání trhu se zemědělskou půdou v rámci EU .....	37
4.5	Faktory ovlivňující trh se zemědělskou půdou .....	40
4.5.1	Hrubý domácí produkt .....	41
4.5.2	Hrubý měsíční příjem na obyvatele v národním hospodářství ČR. ....	42
4.5.3	Hospodářská situace v zemědělství.....	43
4.5.4	Výše pachtovného .....	44
4.5.5	Dotační politika v zemědělství.....	45
4.5.6	Pozemkové úpravy .....	47
4.5.7	Digitalizace katastrálních map .....	49



5	Praktická část - popis a interpretace analýzy ekonomických a technických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy .....	52
5.1	Analýza vybraných ekonomických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy .....	52
5.2	Analýza vybraných technických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy .....	65
6	Ekonometrický model vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na tržní cenu zemědělské půdy .....	69
7	Výsledky a diskuze .....	78
8	Závěr práce .....	87
9	Seznam použité literatury .....	89
10	Seznam použitých zkratk .....	95
11	Seznam grafů .....	96
12	Seznam tabulek .....	97
13	Přílohy .....	100

# 1 Úvod

Zemědělská půda patří mezi tři hlavní výrobní faktory v hospodářství. Nejen z historického hlediska je žádaným statkem, který přináší zisk z produkce nebo pronájmu. Význam půdy je nevyvratitelný a to hlavně půdy zemědělské. Přesto právě zemědělská půda není v současné době v České republice komodita, jehož nabídka a poptávka by vnašela do ekonomiky jakýkoliv pohyb v podobě změn tržní ceny.

První významné oživení trhu se zemědělskou půdou v novodobé historii České republiky bylo očekáváno po restitučních a legislativních úpravách v roce 1991. Trh v několika předchozích desítkách let prakticky neexistoval, přesto se předpoklad nenaplnil. Poptávka po zemědělské půdě nevznikla ze strany zemědělských podniků ani ze strany soukromých investorů a tržní cena zemědělské půdy zůstala závislá na úředně stanovené úrovni. Za takovou cenu nebyli vlastníci ochotni půdu prodávat. Nájemné za zemědělskou půdu zůstalo nadále nízké.

Podle mikroekonomické teorie je možné půdu využít jako finanční aktivum, které lze vnímat jako prostor pro investice ve stavebnictví nebo uchovatele hodnot v dlouhém období. (BRČÁK, a kol., 2010)

Vstupem České republiky do EU vlastníci půdy očekávali uvolnění trhu se zemědělskou půdou i pro zahraniční investory. Jejich investiční aktivita by mohla zvýšit poptávku a tím zvýšit tržní cenu půdy, která by se alespoň blížila výši tržní ceny ve starých členských zemích EU. K tomu procesu nedošlo, neboť byla při vstupu do EU pro ČR vyjednána výjimka pro zachování stávající legislativy na sedm let od vstupu. Legislativní úprava nepovolovala nákup zemědělské a lesní půdy cizozemci. Toto období skončilo 1. 5. 2011, podle dostupných dat se však situace na trhu přesto nezměnila viz. data ČSÚ. Cena zemědělské půdy v České republice se tedy výrazně nezměnila i přes plnou liberalizaci trhu s půdou.

## 2 Cíl práce a metodika

Cílem diplomové práce je analyzovat vybrané faktory ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy v České republice po roce 1990, včetně faktorů, které ovlivnily rozvoj trhu se zemědělskou půdou.

Diplomová práce bude rozdělena na dvě části, teoretickou a analytickou. **V teoretické části** budou formou literární rešerše vysvětleny základní pojmy a kategorie. Diplomová práce bude vycházet z prací autorů Němec (2001,2004), Brčák, Sekerka (2010), Aleknavičius (2011), Bumba (2007), Čechura a kol. (2009). Dalšími zdroji informací budou aktuální výzkumné zprávy a situační analýzy. Z uvedených zdrojů budou identifikovány ekonomické i technické faktory, které mohou mít vliv na tržní cenu zemědělské půdy. Tyto faktory budou následně využity pro provedení statistické analýzy v analytické části práce.

V teoretické části práce pro vysvětlení výpočtu úřední ceny půdy bude vycházeno z výpočtu hrubého rentního efektu, který lze získat z následujícího vztah:

$$HRRE_{BPEJ} = \sum_{i=1}^{i=n} [CPP - (NPP + Zn)] \times K_{OTS}$$

Kde

CPP = cena parametrizované produkce Kč/ha

NPP = normativní náklad na parametrizovanou produkci Kč/ha

$K_{OTS}$  = bezrozměrné číslo vyplývající z podílu zastoupení jednotlivých oceňovacích plodin v dané oceňovací struktuře

$Z_n$  = normativní zisk vyjádřený bezrozměrným číslem ve vztahu k normativním nákladům,  $Z_n = 0,1$ , tj. 10% z normativních nákladů (NĚMEC, 2001)

**V analytické části** diplomové práce budou analyzovány vybrané ekonomické a technické faktory ovlivňující trh se zemědělskou půdou v ČR. Tyto faktory budou zformulovány na základě literární rešerše provedené v teoretické části práce. Pro vypracování analýz závislosti jednotlivých faktorů na tržní cenu zemědělské půdy budou použity trendové funkce pomocí základních analytických funkcí lineární a kvadratické. Výpočet a vykreslení regrese bude zpracováno pomocí softwaru Gretl. Sledované faktory budou následně použity pro analyzování vlivů působících na trh se zemědělskou půdou pomocí jednorovnicového ekonometrického modelu (lineární regresní model). Jeho odhadnuté parametry budou vypočítány pomocí Softwaru Gretl metodou nejmenších čtverců. Následně bude provedena ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace. Odhadnuté parametry ekonometrického modelu, aby byly nejlepší, nestranné a konzistentní, musí splňovat předpoklady uvedené níže.

Dle Čechury a kol. (2009) lineární regresní model musí splňovat zásadní předpoklady:

- Průměr náhodné složky je nulový
- Rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný
- Nepřítomnost autokorelace reziduí
- Neexistuje závislost mezi exogenní a náhodnou proměnnou
- Normální rozdělení náhodné složky
- Specifické předpoklady
  - Zahrnuje podstatné vysvětlující proměnné
  - Vynechání irelevantních proměnných
  - Správné volby funkční formy modelu
  - Stabilní odhadnuté parametry, časová invariantnost
  - Simultánnost vztahů mezi proměnnými

Aby bylo možné odhadnutý ekonometrický model aplikovat, je nutné ho před jeho aplikací verifikovat. Porovnat ho s výchozími ekonomickými hypotézami a otestovat požadované statistické charakteristiky. Tento proces lze rozdělit do tří částí.

1. Ekonomická verifikace-zde se porovnávají ekonomické hypotézy s výslednými parametry modelu. Posuzuje se zde intenzita a směr působení vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Pokud odhadnuté parametry nepotvrzují předpokládané hypotézy, je zpravidla nutné ověřit správnost specifikace modelu
2. Statistická verifikace-posuzuje statistické významnosti parametrů a modelu jako celku. Testuje se zde shoda odhadnutého modelu s daty a statistická významnost jednotlivých odhadnutých parametrů.
3. Ekonometrická verifikace-v této fázi procesu se ověřují předpoklady ekonometrického modelu. Nejčastěji se testuje autokorelace náhodných složek, multikolinearita mezi proměnnými a homoskedasticita. (ČECHURA, a kol., 2009)

Těsnost závislosti mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými bude testován pomocí koeficientu determinace a statistická významnost jednotlivých odhadnutých parametrů. Koeficient determinace  $R^2$  udává míru těsnosti závislosti mezi závislou a nezávislými proměnnými a hodnotí se tím, v rámci statistické verifikace, shoda odhadnutého modelu s daty. Jednotlivé strukturální parametry jsou testovány pomocí t-testu. Výsledné t-hodnoty jsou porovnány s tabulkovou hodnotou na zvolené hladině významnosti. Je-li t-hodnota větší než tabulková hodnota zamítá se nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti parametru a tento parametr má vliv na vysvětlovanou proměnnou na zvolené hladině významnosti. (ČECHURA, a kol., 2009)

V softwaru Gretl se pro určení statistické významnosti využívá výsledné p-hodnoty jednotlivých strukturálních parametrů. Pokud je výsledná p-hodnota menší než zvolené kritérium hladiny významnosti, zamítáme nulovou hypotézu  $H_0$  o statistické **nevýznamnosti** parametru. Pro testování statistické významnosti jednotlivých parametrů je v softwaru Gretl automaticky nastavená hladina významnosti na  $\alpha=0,05$ . Symbol \* je používán k označení zvolené hladiny statistické významnosti.

**Tabulka 2-1: Symbolika statistické významnosti parametrů-software Gretl**

*	**	***
$\alpha=0,1$	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,01$

*Zdroj: Gretl-uživatelská příručka (BIL, a kol., 2009)*

V diplomové práci budou použity metody:

- Metoda sekundárního sběru dat
- Analýza dokumentů
- Syntéza
- Deskripce
- Komparace
- Statistická analýza dat

Tato práce si klade za cíl zhodnotit vliv obecných ekonomických a technických faktorů, které působí na trh s půdou určenou pro zemědělskou produkci, jako jsou HDP, výše hrubého příjmu na obyvatele, zemědělský důchod, vliv dotací, výše nájemného za půdu, pozemkové úpravy a digitalizace katastrálních map, které se týkají napravování vlastnických vztahů a evidence nemovitého majetku z dob kolektivizace. Dále bude zpracován ekonometrický model pro modelování vývoje tržní ceny. Pro účely modelování časových řad budou v práci využity tržní ceny pozemků s výměrou nad 5 ha šetřené ÚZEI od roku 1993 do roku 2003 a následně od roku 2004 do 2012 budou použita data uvedená ČSÚ. Tato kombinace byla zvolena proto, aby bylo možné pracovat s co nejdelší časovou řadou.

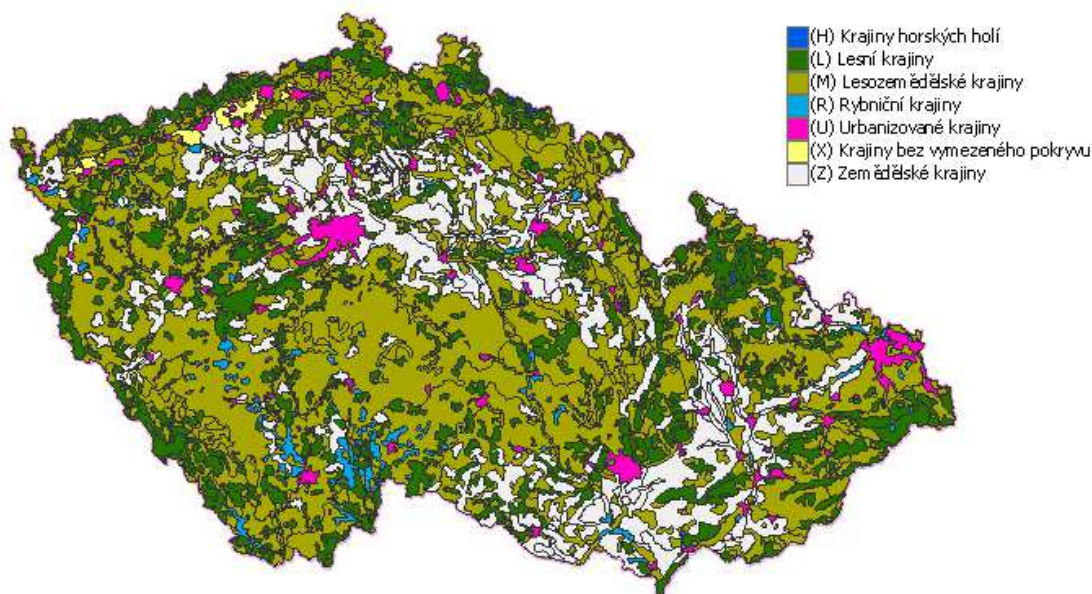
V závěru diplomové práce bude provedeno celkové zhodnocení, včetně vlastních námětů k řešené problematice.

## 3 Literární rešerše

### 3.1 Půdní fond v České republice

Půda je specifický faktor, je nepřemístitelná, omezená nelze tento faktor rozšířit a je možné ji užívat právě na místě a takovém klimatickém pásu, na kterém se nachází. Půdní fond České republiky je rozmanitý a celková jeho rozloha k 1. 1. 2012 je 7 886 598 ha, z něhož je 53,6% výměra zemědělského půdního fondu ( ZPF ), to je 4 229 167 ha. Orná půda činí 3 000 390 ha (tj. 37 % z celkové výměry půdního fondu), chmelnice 10 454 ha, zahrady 163 152 ha, ovocné sady 46 390 ha a trvale travní porosty (louky a pastviny) 989 293 ha. Lesní půdy činí 2 659 837 ha (tj. 34 % z celkové výměry půdního fondu), vodní plochy 163 421 ha, zastavěné plochy a nádvoří 31 691ha a ostatní plochy 702 482 ha. (BUKOVSKÝ, a kol., 2012)

Obrázek 3-1: Typologie české krajiny podle využití



Zdroj: <http://geoportal.gov.cz/web/guest/map/> 11.8.2013

Zemědělský půdní fond České republiky se nachází v členitých půdně klimatických podmínkách. Rozložení krajiny podle využití půdního fondu ukazuje obrázek č. 3-1.

Průměrně a podprůměrně vhodných orných půd je přibližně 54 % a pro agro ekosystémy zcela nevhodných ploch je cca 6 %. Více než 20 % zemědělského půdního fondu se rozkládá v nadmořské výšce nad 500 m nad mořem. Takovou oblast lze považovat za méně příznivou z hlediska provozování zemědělské činnosti. Zemědělská činnost i v těchto oblastech má v České republice tradici a v omezeném rozsahu se provozuje až do výšek 1250 m n. m. (BUKOVSKÝ, a kol., 2012)

V méně příznivých oblastech je zaznamenán velký nárůst ekologického zemědělství, ve kterém se využívají převážně trvalé travní porosty jako pastviny pro živočišnou výrobu. Pro snížení diferenciální renty z využívání takovýchto oblastí jsou určeny dotace Evropské unie, které budou popsány níže. Tento trend se projevil i ve struktuře zemědělských podniků v ČR. Počet hospodařících fyzických osob stoupl od roku 1997 do 2012 o 180% a jimi průměrná obhospodařovaná výměra klesla na 26 ha.

**Tabulka 3-1: Podnikatelská struktura zemědělských subjektů v ČR**

Rok	Právní forma	Počet podniků		Obhospodařovaná z.p.				Průměrná výměra z.p.	
		1997	2012	1997		2012		1997	2012
				ha	%	ha	%	ha	ha
	Fyzické osoby celkem	24 380	44 032	883 000	25,1	1 065 865	30,2	36	26
	Právnícké osoby celkem	2 790	3 871	2 623 000	74,9	2 460 462	69,8	666	744
	obchodní společnosti celkem	1 672	3 090	1 245 000	35,4	1 716 401	48,7	613	674
	spol. s r. o.	1 225	2 339	827 000	23,5	823 099	23,3	833	428
	a. s.	413	711	403 000	11,4	879 814	24,9	1 349	1 509
	družstva	1 081	531	1 364 000	38,7	714 705	20,3	864	1 265
	ostatní	71	250	29 000	0,8	29 356	0,8	333	149
	celkem	27 204	47 903	3 521 000	100,0	3 526 328	100,0	127	79

*Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství v ČR za rok 2012*

Zemědělský půdní fond ke konci roku 2012 obhospodařovalo 47 903 subjektů, z toho fyzických osob bylo 44 032 subjektů a 3 871 právnických osob. Fyzické osoby obhospodařují přibližně 30 % výměry zemědělské půdy a hospodaří průměrně na 26 ha



zemědělské půdy. Na zbylých 70 % zemědělské půdy hospodaří právnické osoby v průměru na ploše 744 ha zemědělské půdy.

### **3.2 Bonitace a oceňování zemědělské půdy**

Bonitování půdy posuzuje bonitu<sup>1</sup> půdy, vyjadřuje stupeň schopnosti nebo vhodnosti půdy pro pěstování plodin. Relativně posuzuje produkční schopnost, neboť porovnává produkční schopnost různých půd. Rozlišení schopnosti půd bylo zapotřebí již od 11.století za doby vlády knížete Oldřicha, pro spravedlivý výběr daní se začala půda rozlišovat jako dobrá, prostřední a špatná. Přesto kvalita zemědělské půdy byla více vyjadřována měrami než skutečnými vlastnostmi půdy. Po roce 1869 dochází k vědeckému přístupu bonitace půdy podle zákona č.88 ř.z., o úpravě daně pozemkové., k tzv. reambulanci katastru, při kterém se ocenění pozemků 6 až 8 třídami provádělo podle jiných zásad než doposud. (NĚMEC, 2001)

Reambulace trvala v letech 1869-1881 a měla za úkol doplnit původní mapy změnami, které vznikly po původním měření, což bylo až 45 let a dále pak zjednat nápravy v závadách ocenění pozemků. Z výsledků reambulace byla definitivně upravena pozemková daň. (BUMBA, 2007)

Pro podrobné roztřídění a určení kvality půd podle různých hledisek byly určeny komise, které se dělily podle územních celků, od centrální pro celou Rakouskou říši, zemské pro jednotlivé země a komise pro odhadní obvody. Vyšetřené vzorové pozemky, byly podrobně popsány podle povahy půdy, zjištěny průměrné plochy pěstovaných plodin, průměrné naturální výnosy plodin a průměrné hrubé výnosy s ohledem na průměrné tržní ceny plodin za posledních patnáct let. Tyto pozemky byly podrobně popsány podle:

- Půdních a klimatických charakteristik- zrnitost složení, hloubka ornice, jakost spodiny, sklonitost terénu, kamenitost, obdělávatelnost pozemků a umístění ke světovým stranám

---

<sup>1</sup> Bonita= dobrá jakost, hodnota

- Agronomických charakteristik- podle nejvhodnějších hlavních zemědělských plodin pro vzorový pozemek
- Ekonomických charakteristik- stanovením čistého výnosu pro jedno jitro (rozdíl hrubého výnosu a nákladů vynaložených na získání a zpeněžení úrody)

Nevýhodou byla absence revizí, které se měly podle zákona z roku 1869 provádět každých patnáct let. Změny se proto prováděly pouze na základě podané reklamace a tím vznikaly nesrovnalosti se skutečností. Po roce 1948 byly zahájeny práce na geonomickém<sup>2</sup> průzkumu, který zmapoval půdně-klimatické a ekonomické podmínky na celém území Československého státu. (NĚMEC, 2001)

Geonomický průzkum sloužil k vypracování rajonizace<sup>3</sup> zemědělské výroby na území ČSR. V průběhu průzkumu vznikly tyto základní materiály:

- Jednotně zmapovány půdně klimatické poměry ČSR
- Určeny čtyři výrobní oblasti charakterizovány převládajícími hlavními okopaninami
  - kukuřičný výrobní typ
  - řepařský výrobní typ
  - bramborářský výrobní typ
  - horský výrobní typ
- čtyři výrobní typy byly rozděleny na dvanáct podtypů určenými čtyřmi hlavními plodinami (pšenicí, ječmenem, žitem a ovsem)
- výrobní typy byly určeny pro rozvržení sazeb zemědělské daně a sloužily až dodnes pro statistickou kategorizaci zemědělského území

---

<sup>2</sup>Geonomie= nauka o racionálním pěstování plodin a rozmístění celého zemědělství podle přír. poměrů, zejm. půdních a klimatických

<sup>3</sup> Rajonizace=kategorizace výrobních oblastí z hlediska vhodnosti pro specifikaci zemědělského využití na základě přírodních podmínek.

Rajonizace skončila v r. 1960, kdy se přecházelo od tržní ekonomiky k centrálně plánované ekonomice. (JACKO, 2011)

Přechod na centrálně plánovanou ekonomiku si vyžadoval zavést opatření pro vědeckou úroveň řízení, proto roku 1961 uložila vláda zemědělskému výzkumu provést Komplexní průzkum půd v ČSSR, které mělo sloužit jako jedno ze základních opatření k vědecké úrovni řízení zemědělství. Průzkum se skládal z dvou navzájem zkoordinovaných průzkumných akcí. Z půdoznaleckého průzkumu půd a z agronomického šetření ornice, kde výsledkem komplexního průzkumu byly půdní mapy v měřítku 1:10000 1:50000 a průvodní zpráva s návrhem zúrodňovacích opatření. (NĚMEC, 2001) Mapy slouží jako podrobný a jednotný základní materiál o vlastnostech půdy, režimu půdy a poznacích o využívání, zúrodňování a ochraně půdy. (JACKO, 2011)

Tým výzkumného ústavu meliorací a ochrany půdy vytvořil geoportál, kde tyto digitalizované půdní mapy mohou být využity vědeckými pracovníky, uživateli ze státní správy, projektanty územních plánů a pozemkových úprav, vzdělávacími institucemi i širokou odbornou veřejností. Digitalizace map probíhala do roku 2013 převedením všech údajů do digitální podoby bez úpravy obsahu. Informace v podobě mapových projektů a speciálních aplikací jsou dostupné na webové adrese <http://geoportal.vumop.cz/>.

Na základě předchozích průzkumů byla v roce 1966 zpracována soustava přírodních stanovišť, která byla využita k rozdělení sazeb pozemkové daně na hektar zemědělské půdy a poprvé k určení diferenciálních příplatků na 100 Kč tržeb. Stanoviště byla rozdělena do sedmi skupin podle klimatických podmínek a podle rozšíření hlavních půdních typů. Každé katastrální území bylo zařazeno do přírodního stanoviště podle převládajícího charakteru přírodních podmínek. Tak byl vytvořen základ daně pro katastry s nadprůměrnými přírodními podmínkami a pro stanovení dotací (příplatků) pro katastry v horších přírodních podmínkách. (NĚMEC, 2001)

Nová bonitace se uskutečnila v letech 1973-1978 na bázi komplexního průzkumu půd z šedesátých let. Po analýze všech metodických přístupů a vyhodnocení informací ze zahraničí byla nová bonitace shledána jako vyhovující jako základ pro určení úřední ceny. (REJFEK, a kol., 1990)

Bonitované půdně ekologické jednotky (BPEJ) jsou charakterizovány pětímístným kódem, který vyjadřuje informace o klimatickém regionu, hlavní půdní jednotce, sklonitosti, expozici, skeletovitosti a hloubce půdy. (NĚMEC, a kol., 2006)

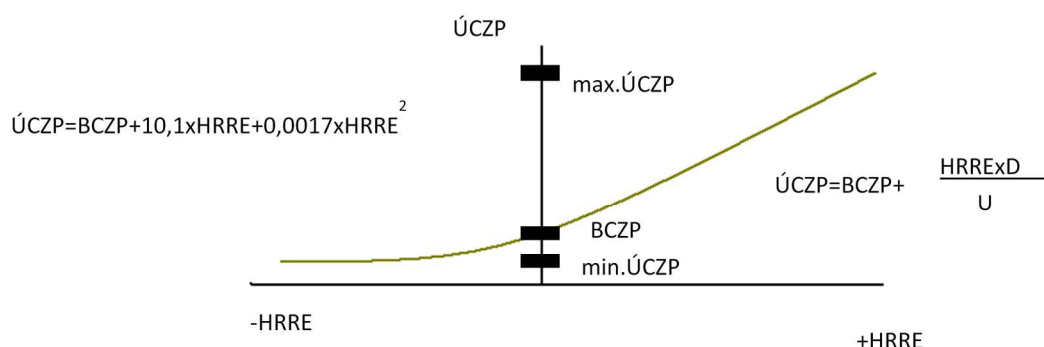
Produkční ocenění BPEJ bylo stanoveno, na základě parametrizovaných naturálních výnosů devíti hlavních plodin. Normativní produkce jednotlivých BPEJ byla stanovena z parametrizovaných naturálních výnosů a typových struktur oceňovacích plodin. Ekonomické ocenění BPEJ je vyjádřeno hrubým ročním rentním efektem a je vypočteno jako rozdíl ceny normativní produkce z 1 ha v Kč a normativních mezních nákladů na tuto produkci, navýšených o normativní zisk podle vztahu uvedeného v metodice.

Na základě takto vypočítaných hrubých ročních rentních efektů a jednotlivých BPEJ byly stanoveny úřední ceny zemědělské půdy podle uvedené metodiky, a to:

- BPEJ s kladnými hodnotami HRRE, kterých se dosahuje v lepších půdně klimatických podmínkách a vyjadřuje tak zisk z hospodaření na zemědělské půdě
- BPEJ se zápornými HRRE, které vycházejí na půdách v horších přírodních podmínkách, kde náklady na produkci převyšují výnosy z produkce a jsou ztrátové z hlediska zemědělského využití

Pro záporné HRRE se vycházelo z předpokladu, že v tržním hospodářství, žádné zboží nemá zápornou hodnotu a proto bylo využito ve výše uvedeném vzorci nelineární závislosti úřední ceny a záporných hodnot HRRE. K základní ceně zemědělské půdy, která je určena na 20 000 Kč/ha jsou využity konstanty A a B, které zaručují, že i na půdách se zápornou hodnotou HRRE je dosahovaná hodnota úřední ceny kladná, která neklesne pod minimální cenu půdy 5 500 Kč/ha. Základní cena půdy odpovídá nulové hodnotě HRRE, tedy při rovnosti výnosů a nákladů na parametrizovanou produkci.

Obrázek 3-2 : Průběh úřední ceny zemědělské půdy v závislosti na hrubém ročním rentním efektu



Zdroj: (NĚMEC, a kol., 2006)

Úřední ceny zemědělské půdy byly od roku 1990 několikrát přepracovány tak, aby odrážely zvyšující se liberalizaci cen inputů a outputů a požadavky odborné veřejnosti. (NĚMEC, 2001)

*(2) Základní cena pozemku evidovaného v katastru nemovitostí v druhu pozemku orná půda, chmelnice, vinice, zahrada, ovocný sad a trvalý travní porost, není-li územním plánem nebo regulačním plánem, územním rozhodnutím, územním souhlasem nebo veřejnoprávní smlouvou nahrazující územní rozhodnutí, předpokládáno jeho nezemědělské využití, ani není předmětem územního nebo stavebního řízení podle stavebního zákona, se určí*

*a) podle bonitovaných půdně ekologických jednotek, které jsou uvedeny v příloze č. 4 k této vyhlášce, je-li pozemek bonitován, nebo*

*b) průměrnou základní cenou v Kč za m<sup>2</sup> zemědělských pozemků v daném katastrálním území, uvedenou v jiném právním předpisu, je-li potvrzeno Státním pozemkovým úřadem České republiky, že zemědělsky obhospodařovaný pozemek nebyl bonitován.. (Vyhláška č. 441/2013 Sb. §6, 2014)*

Ceny dané vyhláškou jsou pravidelně aktualizované a v současné době podle vyhlášky č.441/2013 Sb. dosahují rozpětí od 1,15 do 19,79 Kč/m<sup>2</sup> (tj. 11 500 Kč/ha do 197 900 Kč/ha). Takto stanovené úřední ceny podle BPEJ mají ve státní správě široké uplatnění:

- Oceňování zemědělských pozemků podle § 11 odst. 1, Zákona č.151/1997Sb. (zákon o oceňování majetku)
- Jsou základem pro ocenění zemědělských pozemků při stanovení nároků v průběhu pozemkových úprav dle § 8 odst. 5 Zákona č.139/2002 Sb.
- Používají se pro výpočet průměrných cen zemědělských pozemků pro jednotlivá katastrální území podle vyhlášky č.412/2008 Sb. Ceny ve znění této vyhlášky mají zásadní vliv na stanovení výše daně z pozemků podle § 5 odst. 1 Zákona č.338/1992 Sb. a na určení ceny při prodeji státní půdy ze zemědělského půdního fondu podle § 12 odst. 3 Zákona č.503/2012 Sb. a stanovení sazby ročního nájemného za zemědělské pozemky s příslušností hospodaření pro Státní pozemkový úřad.

Stanovení úředních cen byl základní předpoklad pro rozvoj trhu s půdou v České republice. Předpokládalo se, že v rozvinutém tržním hospodářství budou úřední ceny nahrazeny tržními cenami, které budou výsledkem nabídky a poptávky. Předmět směny bude odrážet nejen ekonomický potenciál úrodnosti půdy, velikost a jiné vlastnosti, ale i způsob jejich využívání, které uspokojí přání zákazníka.

Zcela nahradit úřední ceny tržními však v ČR nelze, jelikož z úředních cen se stanovují základy daně z nemovitostí, odvody daně dědické, darovací, z převodu nemovitostí a jiných. Tyto ceny odrážejí produkční potenciál zemědělské půdy a mají zajistit daňovou spravedlnost tak, aby žádný plátcе daně nebyl zvýhodněn nebo znevýhodněn.

### **3.3 Vývoj pozemkových evidencí**

Evidence nemovitostí je označována také jako katastr, toto slovo pochází z latinských slov caput= hlava a capitastrum=soupis podle hlav nebo podle jednotky. Takto býval označován soustavný popis zvláštních vlastností, osob, věcí nebo práv a také soupis pozemků pořizovaný k daňovým účelům. (ČÚZK, 2013)

Evidence nemovitostí v českých zemích se vyvíjely téměř tisíc let, historickou posloupnost ukazuje tabulka 1, kde jsou uvedeny evidenční nástroje, které sloužily většinou k fiskálním účelům. Až posledních sto let rozšířil katastr svou působnost i do oblasti všeobecně hospodářské a technické. Důležitou roli pro vývoj hraje kontinuita

katastru, pokud je narušena, vznikají velmi vážné následky, které se obtížně odstraňují. (BUMBA, 2007)

Po roce 1989 v probíhajících restitucích se narušení kontinuity ukázalo jako velký problém při identifikaci parcel zemědělského půdního fondu, které zpracovávaly jednotlivé katastrální úřady. Důležitým předpokladem pro dobře vypracovanou identifikaci byla znalost tvorby mapy Stablního a Pozemkového katastru, které jsou základem pro současný Katastr nemovitostí.

### **Pozemkový katastr**

Katastr, který bude mít solidní geometrický základ, ustanovil novým patentem císař František I. v roce 1817, následně začalo podrobné mapování v terénu, které probíhalo současně s vyšetřováním držby pozemků a jejich hranic. Lomové body hranic pozemků, budov byly zaměřovány grafickým protínáním, pokud to bylo možné ze tří stanovisek a mapovalo se po katastrálních území. Vznikly mapové listy o rozměrech 1000x800 sáhů ( 1896,48x1517,19 m) v měřítku 1:2880. Součástí katastru byly vznikající grafické mapy a písemný operát, skládající se z parcelního protokolu a rejstříku držitelů. Celý elaborát je znám pod názvem Stablní katastr. Bylo to ve své době dokonalé dílo, které se stalo technickým základem pozdějších map, které nám na většině území slouží dodnes. Na přelomu 19. a 20. století byla potřeba aktualizovat tyto mapy. Díky pozemkovým reformám, docházelo k častým změnám, proto se přistoupilo k reambulaci<sup>4</sup> map. Po roce 1918 po vzniku samostatné Československé republiky bylo legalizováno budování nového pozemkové katastru zákonem (PK) z roku 1927. Výsledkem nového měření už byly mapy měřítku 1:2000 a ve městech 1:1000. Měření bylo zdokumentováno a mapy takto vzniklé již zobrazovaly skutečné vlastnické hranice, tak jak byly v terénu vlastněny a užívány. Mapování však probíhalo pomalu a do roku 1939, byla zmapována jen malá část tehdejší ČSR, ostatní mapy se nadále používaly v měřítku 1:2880. Po roce 1945 se v důsledku polických změn změnil i způsob evidence vlastnictví. Soukromé vlastnictví bylo potlačeno a v mapách se začaly zakreslovat uživatelské hranice. Vznikla tak v roce

---

<sup>4</sup> jednorázové vyšetření, zaměření a zobrazení změn předmětů měření a šetření do dané mapy

1956 Jednotná evidence půdy (JEP) a od roku 1964 Evidence nemovitostí (EN). (MARŠÍKOVÁ, a kol, 2007)

### **Jednotná evidence půdy (JEP)**

Jak již bylo výše uvedeno, Jednotná evidence půdy byla založena v roce 1956 a to na podkladě požadavku vlády evidovat majetek podle užívání. Bylo důležité znát, kdo na půdě hospodář nikoliv toho, kdo ji vlastní. Definitivně se opustilo od zásad Pozemkového katastru udržovat soulad měřického i písemného operátu se skutečností a povinností zakládat listiny do sbírky listin. Půda byla evidována podle užívání bez ohledu vlastnických vztahů. Evidování soukromých práv k nemovitostem v letech 1951-1964 nepodléhalo úplné a systematické evidenci. (ČÚZK, 2013)

Tento stav vedení evidence nemovitostí skončil nabytím účinnosti nového občanského zákoníku dnem 1.4.1964 a zákonem o evidenci nemovitostí č.22/1964 Sb.

### **Evidence nemovitostí**

Evidence podle zákona měla být určena převážně pro plánování a řízení centrálního zemědělského hospodářství, jednalo se tak převážně o zemědělské a lesní pozemky. Podle zákona měla zajišťovat soulad evidence nemovitostí se skutečností uživatelů půdy, kteří měli ohlašovací povinnost příslušnému národnímu výboru. Do 15 dnů od vzniku změny ji měli nahlásit národnímu výboru, který ji následně do 15 dnů oznámil orgánům geodézie. Příslušné listiny měly být dodány do 60 dnů od nabytí právní moci. Účinnost smluv o převodu vlastnictví k nemovitostem zajišťovala podle občanského zákoníku z roku 1964 registrace smluv na státním notářství. (ČÚZK, 2013)

V období vedení Jednotné evidence půdy a Evidence nemovitostí zemědělské a lesní pozemky, byly vedeny na listech vlastnictví pouze v poznámce jako pozemky užívané socialistickou organizací a nebylo možné s nimi volně nakládat. V katastrálních územích, kde proběhlo nové mapování, přičemž v rámci toho byly veškeré parcely přečíslovány, se tato změna zanesla do knihy pod názvem „Srovnávací protokol“, kde byl vyznačen původní a nový stav číslování parcel. Bumba (2007) uvádí, že v období 1950 až 1990 byl



potlačen význam právních vztahů k nemovitému majetku, kdy v období Jednotné evidence pozemků (JEP-1956-1963) byla usnesením vlády zrušena povinnost knihovat majetkoprávní vztahy. Toto rozhodnutí narušilo kontinuitu katastru a po roce 1989, v době velkého zájmu o veřejné knihy a katastr, přineslo toto rozhodnutí problémy k určení vlastnictví některých pozemků.

V období po roce 1989, kdy se začaly napravovat majetkové křivdy, požadovali občané, úřady i obchodní společnosti dokumenty z evidence nemovitostí, které prokazovaly jejich historické vlastnictví. K určení vlastnictví se zpracovával dokument s názvem Identifikace parcel, který zpracovávali zaměstnanci katastrálních úřadů na žádost vlastníka pozemků, a byl nedílnou součástí při restitučním řízením. Pro bezchybné vyhotovení identifikace parcel byla nezbytná znalost vývoje evidenčních nástrojů od Stablního katastru, který tvoří základ katastrálních map dodnes. Hlavním účelem identifikace parcel bylo zakreslení (identifikování) parcel původního pozemkového katastru (PK) do platných katastrálních map, což byly převážně zemědělské a lesní pozemky užívané socialistickými organizacemi, které byly slučovány do velkých půdních celků. Takto identifikovaná parcela však v mapě nezůstala zakreslena na mapě a soupisu popisných informací byla vedena ve zjednodušené evidenci původním číslem pozemkového katastru. Platné polohové a geometrické určení parcel pozemkového katastru v katastrální mapě a doplnění popisných informací katastru nemovitostí bylo zaznamenáno až na podkladě geometrického plánu s patřičnou listinou, digitalizací nebo provedenými pozemkovými úpravami.

**Tabulka 3-2 : Přehled evidence vlastnictví půdy**

<b>VÝVOJ TECHNICKÝCH EVIDENČNÍCH NÁSTROJŮ</b>			
č.	evidenční nástroj	rok	hlavní prvky
1.	První úřední soupisy	1022	První požadavky na odevzdání části výnosů
2.	Počátky daně pozemkové	1250	První požadavky na pekuniární placení daní
3.	První berní rula	1654	Právní charakter půdy
4.	Druhá berní rula	1684	Pouze úprava první berní ruly
5.	Třetí berní rula neboli první tereziánský katastr rustikální	1748	Veřejnost katastrálního operátu
6.	Čtvrtá berní rula neboli druhý tereziánský katastr rustikální	1757	Částečné měření zeměměřiči Exaequatorium dominikale

	Josefský katastr	1789	Rovnost v právním postavení půdy, Technická jednotka KATASTRÁLNÍ OBEC, První úplné katastrální mapování
7.			
8.	Tereziánsko-Josefský katastr	1790	Nepříliš významný nástroj
9.	Stabilní katastr: původní etapa reambulovaný evidenční	1843 1869 1883	Exaktní základ, moderní pojetí, preciznost Pokus o zvládnutí nárůstu změn Přesná technická a právní pravidla
	Pozemkový katastr	1928	Pokračovatel evidenčního katastru, Unifikační nástroj, Zobrazovací soustava S-JTSK
10.			
11.	Závodové listy	1951	Skutečné užívání půdy
12.	Jednotná evidence půdy	1956	Pouze užívací vztahy
13.	Evidence nemovitostí	1964	Návrat k částečné evidenci půdy
14.	Katastr nemovitostí	1993	Symbióza technických a právních nástrojů

Zdroj: (BUMBA, 2007)

Současný institut katastr nemovitostí je soubor popisných a grafických údajů vytvářející ucelený soubor informací o nemovitostech a právních vztazích, které k nim náleží. Podle zákona č.344/1992 Sb. Katastr je soubor údajů o nemovitostech v ČR zahrnující jejich soupis a popis, jejich geometrické a polohové určení. Součástí je také evidence vlastnických a jiných věcných práv k nemovitostem, tak jak je definuje zákon č. 265/1992 Sb. (NĚMEC, 2004)

*Katastr je zdrojem informací, které slouží k ochraně práv k nemovitostem, pro daňové a poplatkové účely, k ochraně životního prostředí, zemědělského půdního fondu, pozemků určených k plnění funkcí lesa, nerostného bohatství, kulturních památek, pro rozvoj území, k oceňování nemovitostí, pro účely vědecké, hospodářské a statistické. (Zákon č.344/1992)*

Katastr nemovitostí tvoří katastrální operát, jehož součástí je:

- Soubor geodetických informací (SGI)
- Soubor popisných informací (SPI)
- Souhrnné přehledy o půdním fondu
- Dokumentace výsledků šetření a měření
- Sbírka právních listin

Katastr je veřejný a každý má právo získat informace, které potřebuje pro identifikaci vlastnictví. (NĚMEC, 2004)

Zápis do KN vlastnických nebo jiných věcných práv, oznámení změny, snímek mapy a jiné jsou stále v pravomoci pouze příslušného katastrálního úřadu. Oficiální výpis z katastru nemovitostí lze získat i na vybraných poštách označených logem Czech POINT tedy Český Podací Ověřovací Informační Národní Terminál. Informace o parcelách a probíhajících změnách lze sledovat na internetu prostřednictvím aplikace Nahlížení do katastru, která je dostupná na adrese <http://nahlizeni.dokn.cuzk.cz/>. Informace o jednotlivých parcelách dostupných na internetu jsou výsledkem digitalizace dat, která probíhá již od roku 1993. Soupis popisných informací je od roku 1998 zcela digitalizován a soubor geodetických informací (tj. katastrální mapy) se kontinuálně přepracovává.

## 4 Problematika trhu se zemědělskou půdou v České republice

Pojem trh definuje literatura jako místo, kde se setkává nabídka s poptávkou a proces, kde se tvoří nabídka a poptávka ve vzájemném vztahu při daných cenách se označuje jako tržní mechanismus. K pochopení situace na trhu je základním nástrojem analýza poptávky a nabídky. Půda je nerozmnožitelný statek a její rozsah je v každé zemi neměnný bez ohledu na výši platby za užívání půdy. (BRČÁK, a kol., 2010)

Z definice vyplývá, že nabídka půdy je zcela neelastická a tržní cenu půdy bude ovlivňovat pouze poptávka.

Tržní cena je výsledkem dohody mezi prodávajícím a kupujícím a je do značné míry závislá na současném stavu českého zemědělství a jeho budoucím vývoji. Výchozím předpokladem pro rozvoj trhu s půdou po roce 1989 bylo obnovení vlastnických práv k půdě a zemědělskému majetku. Po provedení restituce majetku a i přes legislativní připravenost nebyl trh s půdou dostatečně rozvinut. Důvody se zabývá Němec (2001), který uvádí, že půdní fond ČR je vlastnický roztržštěn, relativně malý počet potenciálních kupců, nájemné za pronajatou půdu je nízké. Hlavní příčiny málo rozvinutého trhu s půdou v roce 2001 vidí v důvodech nejen ekonomických ale i technických a organizačních:

- Obecně nízká rentabilita zemědělské výroby
- Zadluženost podniků a nedostatek finančních zdrojů
- Bankovní sektor nemá zájem poskytovat úvěry na nákup zemědělské půdy
- Roztržštěnost parcel z hlediska vlastnictví, pomalé pozemkové úpravy
- Vedení zjednodušené evidence půdy v katastru nemovitostí
- Převažující velkovýrobní charakter využití půdy, nevytváří poptávku po půdě, naopak ovlivňuje nízkou sazbu nájemného
- Nedokončené restituce
- Chybí pocit vlastnictví půdy
- Pomalý prodej státní půdy

Trh s půdou by měly ve značné míře ovlivnit pozemkové úpravy, prodej státní půdy, příprava legislativních opatření v oblasti prodeje nemovitostí a ochrany půdního fondu a také navrhuje založení banky, která by zemědělcům půjčovala na nákup zemědělské půdy. (NĚMEC, 2004)

Situaci na trhu s půdou jak ji popisuje Němec (2004) již není aktuální. V současné době je trh se zemědělskou půdou již rozvinutý. Podle situační a výhledové zprávy Půda 2012 se z téměř nulového převodů půdy v roce 2001 vzrostl objem zobchodované půdy na 160 tis. ha obchodované půdy v roce 2003. Po snížení aktivity na trhu se zemědělskou půdou od roku 2009 do roku 2012 objem obchodů s půdou stagnuje a pohybuje se kolem 120 tis. ha zobchodované zemědělské půdy ročně.

Základem pro fungování trhu s půdou bylo ustanovit pozemkové právo, které řeší právní vztahy k nemovitostem a půdě, tam spadá i kategorizace půdy, územní plánování, ochrana zemědělské půdy, pozemkové vlastnictví a užívání a zvláštní režimy užívání pozemků podle druhů. Bylo zapotřebí i ochránit transformující se zemědělské subjekty v ČR před skupováním půdy zahraničními investory s větší kupní silou než měli naši zemědělci, kteří na půdě hospodařili. Legislativní omezení pro prodej půdy zemědělského půdního fondu cizozemcům bylo upraveno Zákonem č. 229/1991 (Restituční zákon), č. 219/1995 (Devizový zákon) a č. 95/1999 (Zákon o podmínkách převodu zemědělských a lesních pozemků z vlastnictví státu na jiné osoby).

Po vstupu České republiky do Evropské unie měla všechna ustanovení pozbyt účinnosti podle povinností vyplývajících ze smluv, konkrétně podle smlouvy o volném pohybu kapitálu. Na žádost České republiky však byla udělena výjimka a na sedm let od vstupu do EU nám bylo povoleno přechodné období, kdy mohla ČR ponechat v platnost stávající stanovená pravidla. Tato výjimka je zakotvena v příloze č.V přístupové smlouvy. (EU, 2004)

Přechodné sedmileté období skončilo ke dni 1.5.2011 a novelou zákona č.206/2011 , kterým se mění zákon č. 219/1995 Sb., devizový zákon, ve znění pozdějších předpisů, bylo zrušeno omezení prodeje půdy cizozemcům. Podle zákona č. 503/2012 Sb., o Státním pozemkovém úřadu a o změně některých souvisejících zákonů, který zrušil zákon 95/1999 Sb., je nyní příslušný hospodařit s majetkem státu Státní pozemkový úřad a

přebírá činnosti bývalého Pozemkového fondu a Pozemkových úřadů. Převody státních zemědělských pozemků budou i nadále probíhat formou veřejných nabídek, které budou zveřejňovány na webových stránkách Státního pozemkového úřadu.

Nyní je trh s půdou legislativně **plně liberalizován** a každý občan České republiky, Evropské unie ale i zemí třetího světa se může svobodně účastnit trhu se zemědělskou půdou.

### **Platné právní úpravy zákonů v kontextu problematiky trhu se zemědělskou půdou v ČR.**

- §89/2012 Sb., Občanský zákoník, platný od 1.1.2014 přinesl zásadní změny v soukromém právu a nově upravil i vztahy související s trhem se zemědělskou půdou. Jde například o zavedení pojmu „pacht a pachtovné“ pro nájem zemědělské půdy.
- §503/2012 Sb., Zákon o státním pozemkovém úřadu účinný od 1.1.2014. Upravuje podmínky prodeje státní půdy z pozemkového půdního fondu.
- §151/1997 Sb., Zákon o oceňování pozemků ze dne 17.června.1997 a s ním související vyhláška č. 441/2013 Sb. ze dne 17. prosince 2013, která upravuje ceny pro 2172 různých BPEJ.

Při jednání o ceně půdy se často vychází z ceny, kterou certifikovaný odhadce určí jako cenu obvyklou a z úřední ceny dané bonitou půdy. Obvyklá cena je v zákoně 151/1997 Sb. zákon o oceňování majetku definována jako cena, která byla dosažena při prodeji stejného nebo podobného majetku v tuzemsku ke dni ocenění.

Využití úředních cen je opodstatněné pro určení hodnoty pozemku. Je tak ohodnocena produkční schopnost pozemku, přesto využití těchto cen při stanovení nabídkové ceny pozemků je mezi odbornou veřejností kritizována.

Úřední ceny přispívají k deformaci trhu s půdou a umožňují kupujícím snáze přesvědčit méně znalé vlastníky k prodeji půdy pod skutečnou tržní cenu. (FARMY.CZ, 2014)

V roce 1993 kdy se v České republice, začal vyvíjet trh s půdou, byly ceny pozemků o různých výměřích relativně nízké. Pozemky do 1,0 ha byly 7,5krát dražší než pozemek

s výměrou nad 5,0 ha, na konci roku 2003 již tržní ceny do 1,0 ha byla 33,4krát vyšší než pozemky s velkou rozlohou, určené pro zemědělskou výrobu. (NĚMEC, a kol., 2006)

Tento trend byl způsoben i rozvíjejícím se trhem s nemovitostmi, kdy zemědělské pozemky v okolí velkých měst skupovali developerské a logistické společnosti pro své projekty. S tím je spojena další specifická trhu s půdou jak ji zmiňuje Němec, že trh půdy je vždy místním trhem, protože pozemky jsou prostorově nepřemístitelné, spjaté s částí zemského povrchu a liší se zpravidla podle druhu pozemku, využitím a atraktivitou lokality. Jinak tomu bude v okolí velkých měst, jinak v rekreačních oblastech a rozdílná situace bude v zemědělských produkčních oblastech. (NĚMEC, a kol., 2006)

Výše tržních cen pozemků, tak jak byly sledovány v letech 1993-2007, se značně liší. Velikost pozemku a následné užití půdy významně ovlivňuje dosaženou tržní cenu.

Tržní ceny zemědělské půdy byly sledovány ve třech kategoriích:

- Tržní ceny pozemků do 1,0 ha: tyto pozemky jsou převážně dále využívány pro jiné než zemědělské účely, z 95% jsou převedeny na stavební pozemky
- Tržní ceny pozemků v rozmezí 1,0 až 5,0 ha: tyto pozemky se ze 45-60% nakupují pro nezemědělské využití jako spekulace, zbytek pro zemědělské využití.
- Tržní ceny pozemků s výměrou nad 5,0 ha: půda se z 85% se nakupuje pro zemědělskou výrobu

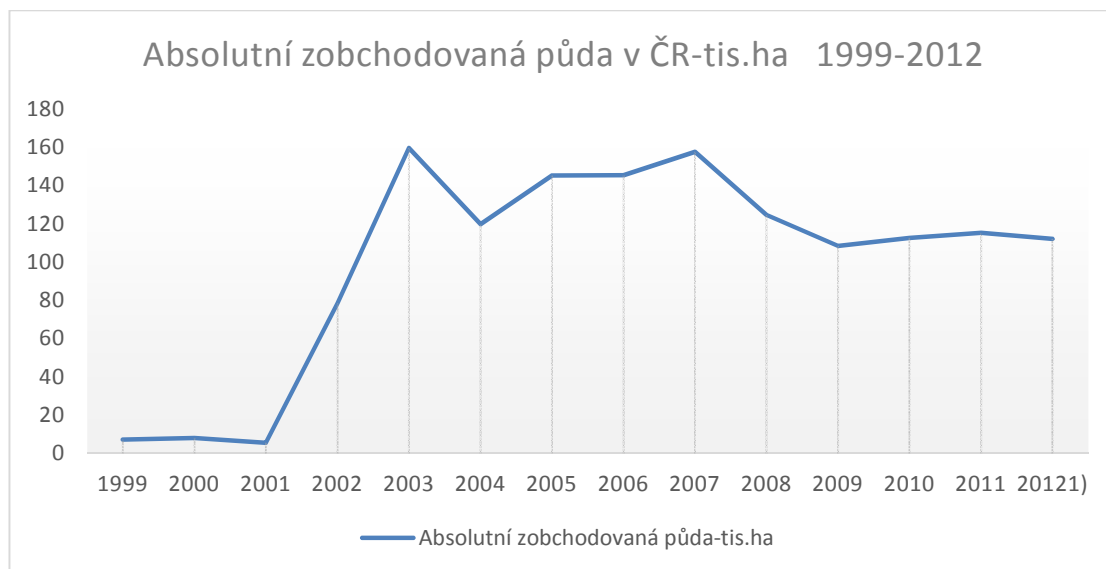
Tržní ceny neboli ceny sjednané, jsou evidovány v kupních smlouvách, které jsou evidovány na finančních úřadech pro vyměření daně z příjmu a dále ze smluv, které jsou uloženy na příslušných katastrálních pracovištích, pro účely zaknihování nabytého vlastnictví (NĚMEC, a kol., 2006)

Sledování cen pozemků rozdělených do tří kategorií bylo pochopitelné, cena prodávané zemědělské půdy byla velmi odlišná podle následujícího využití. Pro sledování tržních cen zemědělské půdy však zbytečná, proto od roku 2007 jsou zaznamenány ceny pouze prodané půdy, která bude následně využita pro zemědělskou produkci.

Objem obchodované půdy od roku 2001 z téměř nulového objemu prodeje prudce stoupal. V roce 2003 dosáhl svého maxima 160 tis. ha zobchodované půdy v ČR.

Množství prodané půdy se v roce 2012 pohybovalo přibližně na 2,65% zemědělského půdního fondu. V absolutní výměře to činilo 112,1 tis. ha zobchodované půdy v ČR.

**Graf 4-1: Absolutní výměra zobchodované půdy v ČR**



*Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za rok 2012*

Z grafu č.4-1 je patrné, že od roku 2009 kdy došlo k snížení, objem prodávané zemědělské půdy stagnuje. (ÚZEI, 2012)

Významný nárůst prodeje půdy v letech 2001-2003 mohl mít příčinu nejen zahájením obchodování se státní půdou ale i očekáváním zvyšující se ceny zemědělské půdy po vstupu ČR do EU.

#### **4.1 Vývoj tržních cen zemědělské půdy před rokem 2004**

Monitoring trhu s půdou po roce 1989 nesledoval ústřední statistický úřad, proto byl tímto úkolem Ministerstvem zemědělství ČR pověřen Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky (VÚZE). Od roku 1993 do roku 2007 provedl šetření ve vybraném souboru 24 katastrálních pracovišť ČR. Data byla získávána z kupních smluv, které byly evidovány na finančních úřadech pro vyměření daně z příjmu a dále ze smluv, které byly uloženy na příslušných katastrálních pracovištích pro převod vlastnictví. Do roku 2007 byly ceny tříděny podle výměry prodávané půdy. Kategorie podle velikosti pozemků byly uvedeny výše. Průměrné ceny podle tabulky č. 4-1 od roku 1993 se vyvíjejí nerovnoměrně, přesto



s výkyvy průměrná tržní cena stoupá. Vyšší průměrné ceny nejvíce ovlivňují tržní ceny půdy pozemků v kategorii do jednoho hektaru.

**Tabulka 4-1: Vývoj průměrné tržní ceny prodávané zemědělské půdy v ČR (1993-2003)**

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Průměrná cena v Kč/m <sup>2</sup>	13,5	16,47	19,6	18,26	28,01	31,84	25,42	27,12	34,85	21,2	23,9

*Zdroj: Situační a výhledová zpráva -Půda 2006*

**Tabulka 4-2: Vývoj tržních cen zemědělské půdy (Kč/m<sup>2</sup>) podle velikostních kategorií prodávaných pozemků**

Rok/ Výměra pozemků	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Do 1 ha	27,5	34,7	54,4	44,5	124,9	101,9	79,5	92,1	108,8	97,1	116,7
1-5 ha	13	16,2	14,1	15,3	14,64	17,42	9,6	13,6	19,95	12,9	13,23
Nad 5 ha	3,68	3,79	4,66	3,71	6,53	4,1	6,57	4,2	5,57	3,4	3,57
Průměr	13,5	16,5	19,6	18,3	28,01	31,84	25,4	27,1	34,85	21,2	23,9

*Zdroj: Situační a výhledová zpráva-Půda 2006*

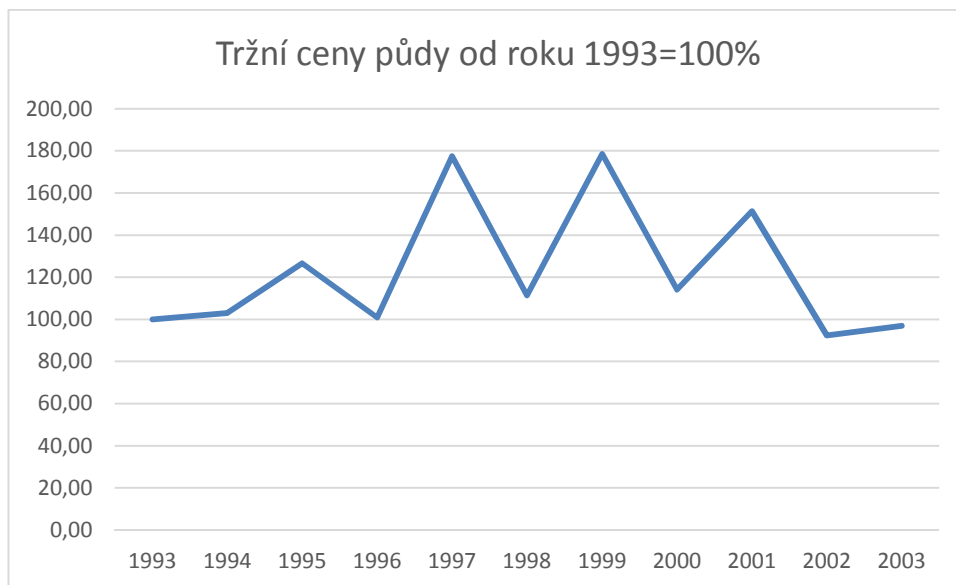
Z tabulky č. 4-2, kde jsou ceny rozděleny podle výměr pozemků, je patrné, že největší nárůst zaznamenaly parcely do 1 ha, které se převážně využívají na jiné účely než zemědělské. Několikanásobně vyšší cena pozemků do 1ha než je cena velkých parcel nad 5ha ovlivňuje i průměrnou cenu.

**Tabulka 4-3: Vývoj tržní ceny pozemků s výměrou nad 5 ha**

Rok/ Výměra pozemků	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Nad 5 ha	3,68	3,79	4,66	3,71	6,53	4,1	6,57	4,2	5,57	3,4	3,57
Řetězový index v %	x	102,99	122,96	79,61	176,01	62,79	160,24	63,93	132,62	61,04	105,00
Základní index od roku 1993 v %	100,00	102,99	126,63	100,82	177,45	111,41	178,53	114,13	151,36	92,39	97,01

*Zdroj Situační a výhledová zpráva Půda 2006- vlastní zpracování*

**Graf 4-2: Grafické znázornění vývoje základního indexu cen pozemků nad 5 ha od roku 1993=100%**



*Zdroj: Situační a výhledová zpráva -Půda 2006-vlastní zpracování*

Naopak pozemky nad 5 ha využívané pro zemědělství oscilují stále kolem základní úřední ceny, bez velkého nárůstu a bez výrazného trendu. Průměrný roční relativní přírůstek je 6%. Tržní cena tak vykazuje mírný rostoucí trend.

#### **4.2 Vývoj tržních cen zemědělské půdy po vstupu ČR do EU**

Při vstupu ČR do EU panovala obava, aby ceny zemědělské půdy výrazně nerostly v důsledku zvýšeného zájmu zahraničních investorů s větší kupní silou, kteří by měli zájem o pozemky za výrazně nižší cenu než je ve všech starých členských zemích. Předpoklad, že ceny výrazně vzrostou po vstupu ČR do EU, se nenaplnil. (BUKOVSKÝ, a kol., 2012)

**Tabulka 4-4: Průměrná tržní cena prodávané zemědělské půdy v ČR (2004-2007)**

Rok	2004	2005	2006	2007
Cena v Kč/m <sup>2</sup>	19,59	18,89	26,99	24,58

*Zdroj: Situační a výhledová zpráva -Půda 2009*

**Tabulka 4-5: Vývoj tržních cen zemědělské půdy (Kč/m<sup>2</sup>) podle velikostních kategorií prodávaných pozemků**

Rok/ Výměra pozemků	2004	2005	2006	2007
Do 1 ha	104,24	95,77	147,07	159,49
1-5 ha	13,63	10,76	20,47	21,56
Nad 5 ha	3,75	3,71	3,61	3,59
Celkem	19,59	18,89	26,99	24,58

*Zdroj: Situační a výhledová zpráva -Půda 2009*

Vývoj tržních cen po roce 2004 podle rozdělení do tří kategorií, tak jak to bylo sledováno od roku 1989, je uvedeno v tabulce 4-1 a 4-2. Metodika sledování tržních cen podle velikostních kategorií prodeje půdy byla ukončena v roce 2007. Od té doby sleduje ÚZEI jen tržní ceny pro zemědělské účely, které jsou za tímto účelem pečlivě vybírány podle výměry – upřednostňují se velké výměry a bez předpokladu využití pro stavební účely v dohledné době. Z tohoto důvodu nejsou výsledky následujících let od roku 2007, uvedeny v tabulce č.4-6, s předcházejícím šetřením kompatibilní.

**Tabulka 4-6: Vývoj průměrné tržní ceny prodávané zemědělské půdy v ČR v Kč/m<sup>2</sup> (2004-2011)**

Zdroj šetření/ rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012*
ČSÚ	4,9791	4,8279	4,6806	5,1848	5,9257	5,9471	5,6393	4,5145	5,3398
ÚZEI- šetření kupních smluv					7,3900	9,2800	8,0700	8,5758	9,1161
PGRLF	3,8484	4,3504	4,2693	5,2741	4,6851	6,9938	9,5265	10,5839	11,9598

\*předběžná kalkulace

*Zdroj: Situační a výhledová zpráva-Půda 2012*

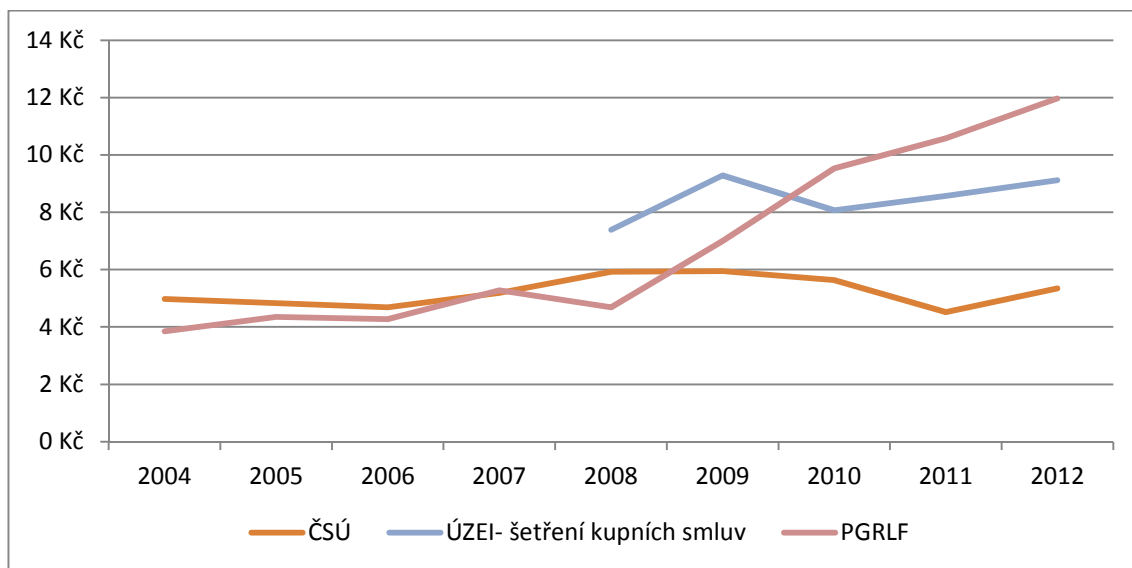
Rozdíl v cenách z různých zdrojů šetření v tabulce č.4-6 je způsoben rozdílnou metodikou sběru dat.

- ČSU údaje o cenách pozemků jsou převzaté od Ministerstva financí ČR, zdrojem dat jsou přiznání k dani z převodu nemovitostí v daném roce, která jsou povinni podávat vlastníci (prodejci) nemovitostí místně příslušným finančním úřadům.
- ÚZEI od roku 2008 čerpá data z vybraných kupních smluv k převodům zemědělské půdy. Upřednostňují se pozemky s velkou výměrou a bez předpokladu využití pro stavební účely v dohledné době. Monitoring se provádí

ve vybraných okresech Havlíčkův Brod, Klatovy, Olomouc, Praha-východ, Znojmo a předmětem šetření je orná půda a trvalý travní porost.

- PGRLF získává data z přiznané podpory z programu „Půda“ (2004-2009) a z programu "Podpora nákupu půdy" (2010-2011).

**Graf 4-3: Grafické znázornění vývoje cen podle různých zdrojů šetření**



*Zdroj: vlastní zpracování podle tabulky č.4-6*

Nejvýznamnější růst cen byl zaznamenán u soukromých pozemků, jejichž nákup byl podpořen dotacemi z PGRLF. Ceny šetřené ÚZEI od roku 2007, kdy došlo ke změně metodiky, mírně rostou.

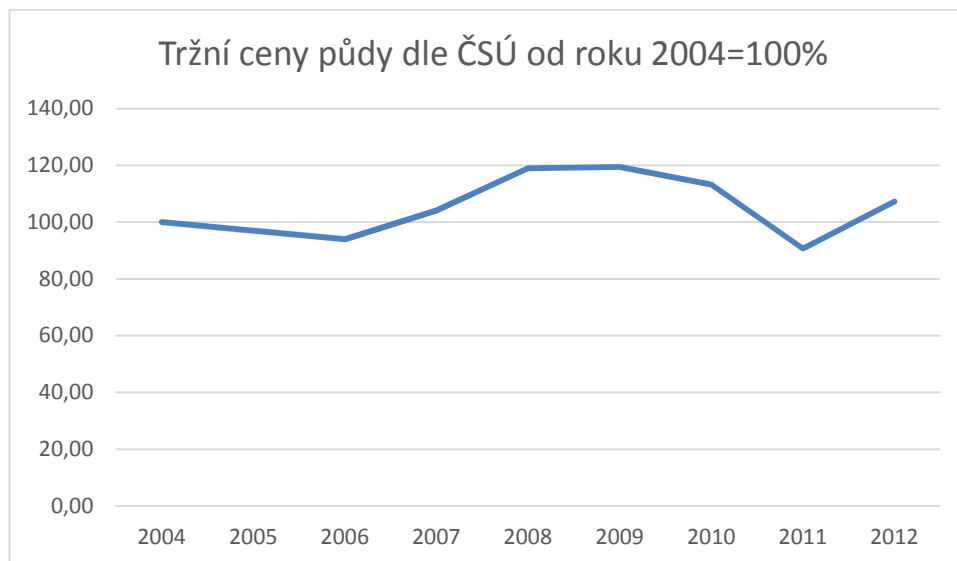
**Tabulka 4-7: Vývoj tržní ceny dle ČSÚ-meziroční změny a základní cena od roku 2004**

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
ČSÚ	4,98	4,83	4,68	5,18	5,93	5,95	5,64	4,51	5,34
Řetězový index v %	x	96,96	96,95	110,77	114,29	100,36	94,82	80,05	118,28
Základní index od roku 2004 v %	100,00	96,96	94,00	104,13	119,01	119,44	113,26	90,67	107,24

*Zdroj: vlastní zpracování z dat ze Situační a výhledové zprávy Půda 2012*

Nejmenší nárůst tržní ceny od roku 2004 byl zaznamenán z dat ČSÚ. V roce 2011 dokonce tržní cena klesla pod úroveň ceny dosažené v roce 2004. Průměrná meziroční změna je 1,56%, která nám signalizuje pomalý rostoucí trend.

**Graf 4-4:** : Grafické znázornění vývoje základního indexu tržních cen zemědělské půdy dle ČSÚ po roce 2004=100%



*Zdroj: vlastní zpracování podle dat z tabulky č.4-7*

Změnou metodiky šetření tržních cen ÚZEI nejsou data v období 1993-2007 kompatibilní z následujícími roky. Proto budou v práci používány ceny parcel nad 5 ha šetřené ÚZEI do roku 2003 a ceny šetřené Českým statistickým úřadem za období 2004 a 2012.

**Zdůvodnění:** Od roku 2004 jsou uvedeny tři zdroje sledování tržních cen, které využívají rozdílné metodiky sběru a vykazují velmi rozdílné údaje. Data šetřená ÚZEI podle nové metodiky jsou k dispozici od roku 2008, což je krátká časová řada pro statistické šetření. Prodej půdy uskutečněné s dotačními programy PGRLF ročně představuje průměrně 5,6% objemu celkového prodeje půdy a v roce 2012 nebyly tyto dotace poskytovány. Data zveřejněná ČSÚ jsou ucelenou časovou řadou od roku 2004 do 2012 a obsahují data z přiznání daně z převodu nemovitostí z celé ČR.

### 4.3 Trh se zemědělskou půdou ve vlastnictví státu

Prodej pozemků ve vlastnictví státu byl legislativně upraven v §7 zákona č.95/1999 Sb (Zákon o podmínkách převodu zemědělských a lesních pozemků z vlastnictví státu na jiné osoby). Nabyvatelem státní půdy mohly být oprávněné osoby a zemědělství podnikatelé fyzických i právnických osob a průměrná výměra prodávaného pozemku byla 1,01 ha. Na konci roku 2012 bylo prodáno 92-93% státní půdy ze zhruba 600tis.ha půdy určené k prodeji. (ÚZEI, 2012)

Kupní cena byla upravena v § 9 zákona č.95/1999 a byla stanovena ze základní ceny pozemků podle bonitovaných půdně ekologických nebo pokud nebyly pozemky bonitovány, byla jejich cena určena z průměrné ceny pro jednotlivá katastrální území.

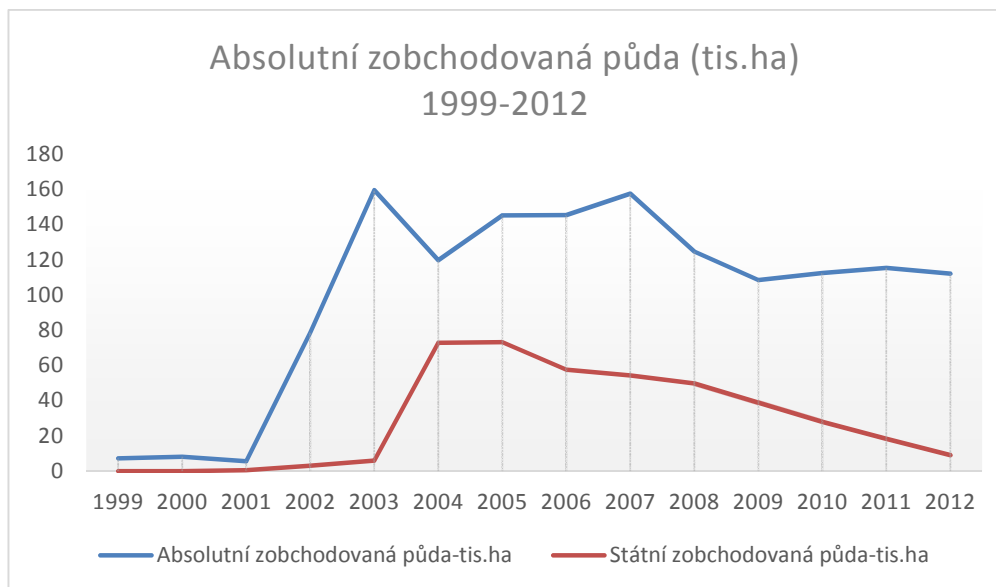
**Tabulka 4-8: Prodej státní půdy podle § 7 zákona č.95/1999 Sb.**

Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Výměra (ha)	0	360	4 346	30 895	59 543	72 852	73 231
Tržní cena (Kč/m <sup>2</sup> )	8,72	8,26	5,87	4,83	4,45	4,51	4,42
Podíl na celkové obchodované půdě v %	0	0,04	7,82	3,93	3,73	60,81	50,41
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Výměra (ha)	57 677	54 348	49 856	38 857	27 942	18 228	8 984
Tržní cena (Kč/m <sup>2</sup> )	4,39	4,79	5,08	5,26	5,99	5,79	6,12
Podíl na celkové obchodované půdě v %	39,64	34,48	39,95	35,81	24,82	15,80	8,01

*Zdroj: VILHELM V. –Aktuální situace na trhu s půdou (VILHELM, 2012)*

V současné době upravuje úplatný i neúplatný převod státní půdy v první části zákon č. 503/2012 Sb. (Zákon o Státním pozemkovém úřadu a o změně některých souvisejících zákonů). Pro stanovení ceny při prodeji pozemků, s nimiž je Státní pozemkový úřad příslušný hospodařit, se využívá cena obvyklá stanovená odhadcem. Určení kupní ceny a její převod je ustanoven § 14 zákona 503/2012 Sb. (Zákon č. 503/2012, 2014)

Graf 4-5: Objem celkové zobchodované půdy a státní půdy v ČR 1999-2012



Zdroj: Vlastní zpracování z dat Situační a výhledové zprávy Půda 2006 a 2012

Podíl objemu prodeje státní půdy z celkového objemu obchodované půdy ročně se od roku 2004, kdy dosahoval téměř 60%, stabilně snižuje. V roce 2012 již představoval prodej státní půdy pouze 8% z celkového objemu zobchodované půdy v ČR. Výměra nabízené půdy se stále zmenšuje. Budoucí nabídka státní půdy bude záviset na stanovené nezbytné rezervě státní půdy pro realizaci rozvojových záměrů státu.

#### 4.4 Srovnání trhu se zemědělskou půdou v rámci EU

Česká republika je od 1.5.2004 součástí Evropské unie, proto je vhodné analyzovat situaci na trhu se zemědělskou půdou v rámci celé EU. V oblasti liberalizace volného pohybu kapitálu v EU bylo na Kodaňském summitu vyjednáno přechodné období po vstupu do EU na sedm let pro nabývání zemědělské půdy a lesů, která měla zmírnit diskrepanci mezi silou koupěschopnosti obyvatel ČR a starých členských států. Důvodem této výjimky byla situace, kdy v porovnání s cenami jiných členských států EU byly tržní ceny zemědělské půdy v ČR významně nižší. To odráželo mnoho faktorů, rozdílné ekonomické prostředí, odlišná podnikatelská struktura, dostupnost půdy, zemědělská tradice a podíl na HDP v zemi.

**Tabulka 4-9: Procento zornění a podíl ZP na jednoho obyvatele v EU v roce 2011**

Země	podíl ZP z celkové výměry	ZP na jednoho obyvatele (ha)
Belgie	44,20%	0,07
Bulharsko	46,90%	0,44
Česká republika	54,80%	0,30
Dánsko	63,40%	0,45
Estonsko	22,30%	0,47
Finsko	7,50%	0,42
Francie	53,10%	0,28
Irsko	66,10%	0,23
Itálie	47,40%	0,11
Kypr	12,80%	0,08
Litva	44,80%	0,72
Lotyšsko	29,20%	0,56
Lucembursko	50,60%	0,12
Maďarsko	59,00%	0,44
Malta	32,20%	0,02
Německo	48,00%	0,15
Nizozemsko	56,20%	0,06
Norsko	3,30%	0,16
Polsko	48,60%	0,29
Portugalsko	39,80%	0,10
Rakousko	34,80%	0,16
Řecko	63,20%	0,22
Slovensko	40,10%	0,26
Slovinsko	22,80%	0,08
Spojené království	70,90%	0,10
Španělsko	55,20%	0,27
Švédsko	7,50%	0,28

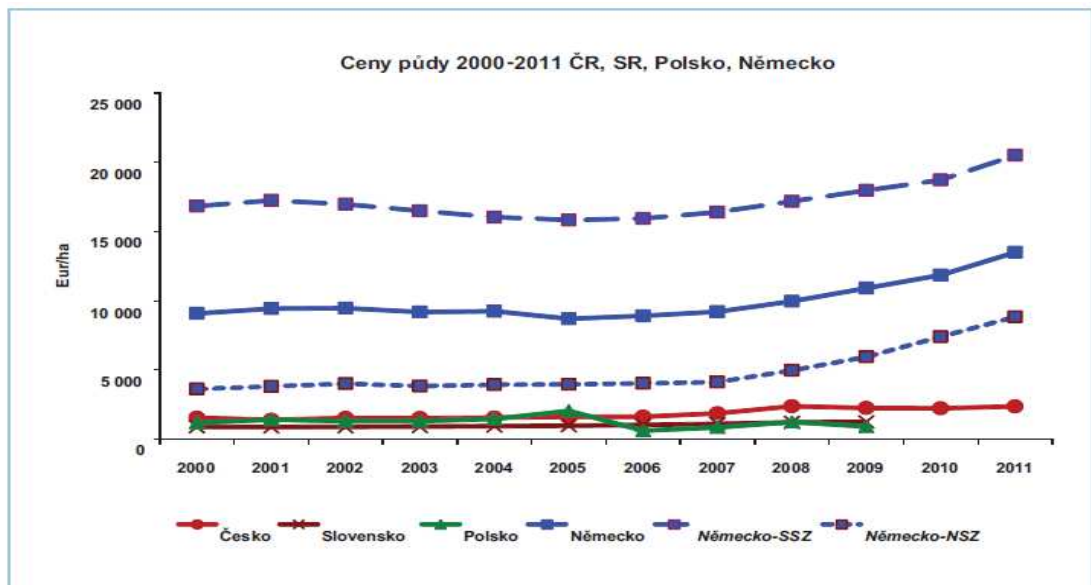
*Zdroj: data.worldbank.org*

Pokud je v zemi malý podíl ZP na jednoho obyvatele a má příznivé klima pro zemědělskou výrobu, dá se předpokládat, že tento statek bude vzácný a tím i tržní cena půdy bude vysoká. Takový příklad lze najít v Nizozemsku kde podíl ZP na jednoho obyvatele podle tabulky č.4-9 je 0,06 ha a cena za hektar v roce 2009 podle dat z Eurostatu dosahoval až 47000 EUR.



V Německu se podle dat z Německého statistického úřadu [www.destatis.de](http://www.destatis.de) cena zemědělské půdy v roce 2012 liší podle lokace pozemků. V nových spolkových zemích se prodávala průměrně za 8000 EUR za hektar, ve starých spolkových zemích se cena pohybovala kolem 30000 EUR za hektar (Destatis.de, 2014). Porovnání cen našich nejbližších sousedících států je ukázáno v grafu č. 4-3.

**Graf 4-6: Srovnání vývoje cen půdy v ČR a vybraných sousedních státech EU**

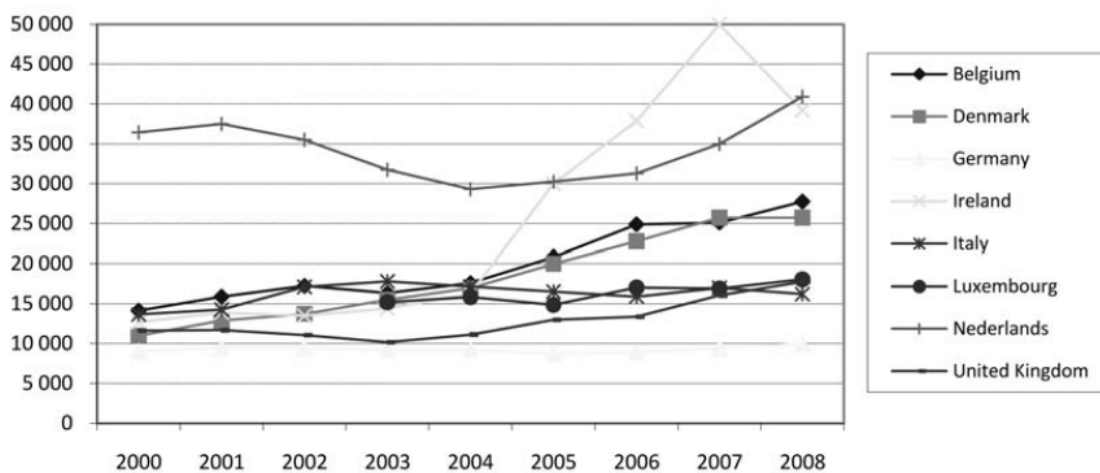


SSZ-Staré spolkové země; NSZ-Nové spolkové země

Zdroj: *Situační a výhledová zpráva – půda 2012*

Z grafu č.4.3 je zřejmé, že ceny v nových zemích EU, Polsku a Slovensku, se vyvíjejí obdobně jako v České republice a nedosahují cen starých členských zemí, kde průměrná hodnota za hektar zemědělské půdy neklesne pod 5000 EUR.

Graf 4-7: Vývoj tržních cen EUR/ha ve starých členských státech 2000-2008



Zdroj: (ALEKNAVIČIUS, Marius., 2011)

Nejvyšší ceny v Evropském společenství přesahující 20tis EUR za ha zemědělské půdy jsou dosahovány v Nizozemsku, Belgii a Dánsku. Což je dáno vzácností zemědělské půdy v konkrétní zemi, jak již bylo popsáno výše, ale i kupní silou obyvatel země. Informace o výši a vývoji tržních cen ZP v jednotlivých členských zemích EU lze najít v tabulce (příloha č.1) v databázi Eurostatu. Bohužel tyto údaje nejsou kompletní, některá data jednotlivých zemí nebo let nejsou k dispozici. Z disponibilních údajů jde přesto zjistit, že od roku 2000 do roku 2008 ve všech starých zemích EU ceny zemědělské půdy stoupají, největší nárůst zaznamenali v Irsku, kde se ale roku 2008 projevila hospodářská krize a cena půdy strmě klesla.

#### 4.5 Faktory ovlivňující trh se zemědělskou půdou

Evropská agentura pro životní prostředí ve své studii, zpracované pro Evropskou komisi, identifikovala různé faktory ovlivňující cenu pro pozemky využitelné pro nezemědělské pozemky a pozemky pro zemědělskou produkci. Pro zemědělskou půdu jsou klíčové faktory spojené se zemědělskou produkcí (např. ceny komodit a produktivita půdy) a politické nástroje společné zemědělské politiky EU i národních podpor. (European Environment Agency, 2010)

Pro účely analýzy potenciálních determinantů trhu se zemědělskou půdou v této práci byly vybrány faktory, které lze kvantifikovat. Tyto faktory odrážejí makroekonomickou situaci v ČR, ekonomickou situaci v zemědělství, dotační politiku ČR pro zemědělství a specifické technické problémy v ČR (Pozemkové úpravy a Zjednodušenou evidenci půdy).

#### **Vybrané ekonomické faktory pro analýzu:**

- hrubý domácí produkt,
- hrubý měsíční příjem na obyvatele v národním hospodářství ČR,
- hospodářská situace v zemědělství (zemědělský podnikatelský důchod ze souhrnného zemědělského účtu),
- výše pachtovného v ČR,
- dotační politika v zemědělství.

#### **Vybrané technické faktory:**

- pozemkové úpravy,
- digitalizace katastrálních map.

#### **4.5.1 Hrubý domácí produkt**

Schopnost zajistit zlepšování životní úrovně lidí, závisí především na dlouhodobém cyklu hospodářského růstu. Nikdo úplně nerozumí, proč ekonomika roste a nikdo nemá návod vyvolávající rychlý růst. Přesto ekonomové získali užitečné poznatky o procesu růstu a identifikovali síly, které ovlivňují ekonomický růst v dlouhodobém období. Významnou roli mají opatření vlád, které se snaží ovlivnit růst politickými nástroji, avšak hlavní význam v analýzách ekonomického růstu mají úspory a investiční rozhodnutí. (ABEL, a kol., 2005)

Podstatným ukazatelem makroekonomiky země je HDP- hrubý domácí produkt, který představuje souhrn přidaných hodnot zpracování v produktivních činnostech vedených v národním účetnictví. HDP a je základním měřítkem pro měření ekonomické aktivity v zemi. Představuje celkovou tržní hodnotu veškerých finálních statků a služeb,

vytvořených v ekonomice během daného časového období, kde každé zboží a služba jsou ohodnoceny svou tržní cenou. Použití těchto cen umožňuje shrnout výstup jednotlivých ekonomik a porovnávat mezi sebou různá časová období. (BRČÁK, a kol, 2010)

Vývoj HDP může mít vliv na poptávku po půdě, kdy se může zvýšit zájem o půdu jako o bezpečnou investici do budoucna. V krizi, při špatném vývoji a výkonnosti ekonomiky, se standardní investice stávají nejistými a rizikovými. Půda je u nás podhodnocená a dá se očekávat zvýšení ceny v dlouhodobém horizontu.

#### **4.5.2 Hrubý měsíční příjem na obyvatele v národním hospodářství ČR.**

Průměrná hrubá měsíční mzda představuje je mezd bez ostatních osobních nákladů na jednoho zaměstnance evidenčního počtu za měsíc. Do hrubé měsíční mzdy se zahrnují základní mzdy a platy, příplatky a doplatky ke mzdě nebo platu. Dále odměny, náhrady mezd a platů, odměny za pracovní pohotovost a jiné složky mzdy nebo platu, zúčtované k výplatě zaměstnancům v daném období. Náhrady mzdy nebo platu za dobu trvání dočasné pracovní neschopnosti nebo karantény placené zaměstnavatelem se do výpočtu nezahrnují. Výsledná průměrná hrubá měsíční mzda není snížena o pojistné na všeobecné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob a další zákonné nebo se zaměstnancem dohodnuté srážky. (ČSÚ, 2014)

Zvyšujícím se příjmem do domácností roste spotřeba statků a služeb a zvýší se i chuť jednotlivců investovat do dlouhodobých statků, které nepřinášejí okamžitý výnos, ale umožní zhodnocení vložených prostředků v budoucnosti. Investice je definovaná jako odložení části své současné spotřeby pro získání budoucího užitku nebo výnosu. (VALACH, 2005)

*Klasické nemovitosti, jako jsou nové i starší byty, jsou v útlumu a jejich ceny při převisu nabídky klesají. Akcie po propadu v posledních několika letech sice výrazně posílily, ale zůstávají značně volatilní. Stále více drobných i velkých investorů proto nakupuje ornou půdu, jejíž hodnota začala růst před pěti lety. Od té doby se zvýšila zhruba o polovinu.* (VOMASTEK, 2014)

Tato citace dokládá zvýšený zájem o zemědělskou půdu ze strany drobných investorů. Z citace také vyplývá další možný determinant, který může ovlivnit zájem o půdu a to hrubý měsíční příjem na obyvatele v národním hospodářství ČR.

#### 4.5.3 Hospodářská situace v zemědělství

Pro sledování hospodářské situace v zemědělství je využíván Souhrnný zemědělský účet (SZÚ), který je sestavován na základě jednotného souboru zásad podle nařízení Evropského Parlamentu a Rady (ES) č. 138/2004 o souhrnném zemědělském účtu ve Společenství. V rámci společné zemědělské politiky jsou tyto informace důležité pro srovnání a hodnocení hospodářské situace v zemědělství. (EUR-Lex, 2004)

Struktura souhrnného zemědělského účtu vychází z metodiky ESA 95 (Evropský systém národních účtů) podle nařízení Rady (ES) č. 2223/96 ze dne 25. června 1996 o Evropském systému národních a regionálních účtů ve Společenství. SZÚ se stal povinným výstupem pro Českou republiku od roku 2004. Dobrovolně se však zpracovává již od roku 1998 Českým statistickým úřadem, který je i nyní pověřen sestavováním SZÚ.

Způsob výpočtu SZÚ lze zařadit mezi výrozkové modely. Vychází z vyprodukované naturální produkce a z realizačních cen zemědělských prvovýrobců. Výpočty jsou prováděny jako součin množství a ceny vyprodukované komodity odvětví ve sledovaném období. Nesleduje tržby zemědělských podniků a tím se liší od metodiky FADN (Farm Agriculture Data Network - Zemědělské účetní datové sítě) (ČSÚ, 2010)

Tabulka 4-10: Hlavní položky souhrnného zemědělského účtu

		Účet výroby		Produkce zemědělského odvětví	
				Hrubá přidaná hodnota	
		Čistá přidaná hodnota		Spotřeba fixního kapitálu	
Účet tvorby důchodů	Ostatní dotace na výrobu		Čistá přidaná hodnota bez ostatních daní z výroby	Ostatní daně z výroby	
	Důchod z faktorů				
Čistý provozní přebytek / smíšený důchod		Náhrady zaměstnancům			
Účet podnikatelského důchodu	Výnosové úroky	Smíšený důchod bez nákladových úroků a pachtovného	Nákladové úroky	Předepsané pachtovné	
				Podnikatelský důchod	

Zdroj: Český statistický úřad

Souhrnný zemědělský účet je složen ze tří účtů, účtu výroby, tvorby důchodů a podnikatelského důchodu. Hlavní položky, které vstupují do těchto účtů, jsou zobrazeny v tabulce č. 4-10. Pro potřebu této práce se nejvíce hodí podnikatelský důchod, který se blíží koncepci běžného zisku před zdaněním a rozdělením. Tyto prostředky mohou být využity pro nákup nové zemědělské půdy.

#### **4.5.4 Výše pachtovného**

Nájem a pacht mají rozdílné hospodářské funkce. Nájem dává nájemci dočasné užívací právo k pronajaté věci a pacht je pronájem věci, která pronajímateli neboli pachtýři přináší výnos a ze zákona musí o pronajatou věc pečovat jako správný hospodář. Nový Občanský Zákon č.89/2012 ze dne 3.února 2012 znovu zavedl pojmy pacht, pachtýř a pachtovné, které se přestalo v právní praxi používat od roku 1950. Pacht oddělil od pojmu nájem a v úpravě zákona mu vymezil samostatné místo. (ELIÁŠ, 2013)

Obecná ustanovení o pachtu jsou stanovena v občanském zákoníku v oddílu 4 Dílu II Hlavy II čtvrté části, ten je rozdělen na tři pododdíly. První pododdíl o pachtu zahrnuje obecná ustanovení, další dva postupně zvláštní ustanovení o zemědělském pachtu a o pachtu obchodního závodu. O zemědělský pacht se jedná, pokud je propachtována zemědělská půda nebo lesní pozemek. Výše nájemného byla dána zákonem č. 229/1991 o půdě, kde v § 22 odst. 9 byla určena výše nájemného 1% z ceny pozemku podle vyhlášky Ministerstva zemědělství České republiky č. 613/1992Sb. pokud se vlastník a nájemce nedohodnou jinak. Toto ustanovení platilo do 30.6.2012. Od 1.7. 2012 byl tento odstavec upraven pro nájem pozemků ve vlastnictví státu a od 1.10.2013 byl odstavec upravující výši nájemného zrušen. Výše pachtovného je v současnosti pouze záležitostí sjednané smlouvy mezi pachtýřem a propachtovatelem.

Výše pachtovného je dána dohodou mezi smluvními stranami, kterou ovlivňuje v tržním prostředí nabídka a poptávka. V tomto případě jsou ovlivňujícími faktory kvalita půdy, oblast, ve které se pozemek nachází a počet zemědělských podniků, které mohou na pozemku hospodařit. Podle situační a výhledové zprávy Půda 2012 byl v roce 2013 podíl pronajaté půdy 75% z obhospodařované plochy podle údajů LPIS (Veřejný registr půdy) a od roku 1990 se stabilně snižuje. Největší zájem hospodařit na svém vlastnictví mají

podniky fyzických osob, kteří od roku 1998 platili vyšší nájemné než podniky právnických osob. (BUKOVSKÝ, a kol., 2012)

Zdeněk a kolektiv (2012) identifikovali ve své studii z 22 faktorů pět hlavních faktorů ovlivňující cenu pachtovného. Největší a zásadní vliv na výši pachtovného má úřední cena půdy podle BPEJ, dalším významným faktorem je výměra a podíl připachtované půdy, množství přijatých dotací a vzdálenost od okresního města. Průměrná výše pachtovného v ČR činí 2,5% z úřední ceny půdy. (ZDENĚK, a kol., 2012)

Data o průměrné výši pachtovného za zemědělský pozemek lze získat ze situační a výhledové zprávy „Půda“, kde jsou údaje členěny podle právní formy zemědělských subjektů, kteří si půdu pronajímají. Dále je možné analyzovat data ze souhrného zemědělského účtu z položky „Předepsané pachtovné a ostatní nájemné z nemovitostí“.

#### **4.5.5 Dotační politika v zemědělství**

Životaschopné, fungující a prosperující zemědělství bylo vždy prioritou státu, proto podpora státu zemědělského odvětví byla poskytována i v období před rokem 1989 různými formami např. poskytováním diferenciálních příplatků a prémie k nákupním a prodejním cenám nebo také dotacemi důchodu podniků. (BEČVÁŘOVÁ, 2001)

Podpory v zemědělství po roce 1991 se poskytovaly s důrazem na investiční rozvoj, modernizaci a mimoprodukční činnost zemědělství a dotace byly poskytovány na konkrétní projekty. Pro zajištění právního rámce podpory zemědělství byl v roce 1997 přijat zákon č.252/1997 o zemědělství, jehož účelem bylo vytvořit podmínky pro zajištění základní výživy obyvatelstva, potravinové bezpečnosti, ochranu životního prostředí a v § 2 stanovuje podpory do zemědělství ve formě podpůrných programů a vytvářením podmínek pro cenovou stabilizaci trhu.

Evropské dotace před vstupem ČR do EU plynuly v rámci programu SAPARD, který byl stanoven v nařízení Rady (ES) č.1268/1999 a měl za úkol podpořit rozvoj zemědělství a venkova v žadatelských zemích.

Po vstupu ČR do EU se postupovalo podle společné zemědělské politiky EU, kde se uplatňuje zásada společného trhu pro zemědělské produkty, který zajišťuje volný pohyb

zemědělských produktů mezi členskými státy, zvýhodnění společného trhu na úkor vnější konkurence a finanční solidarita z fondu, do kterého přispívají všechny státy Unie. (STŘELEČEK, a kol., 2009)

Česká republika, která vstoupila do EU v roce 2004, se rozhodla zavést režim jednotné platby na plochu (SAPS), který plně splňuje podmínku decoupling a je nezávislý na množství a druhu produkce. Platba je vyplácená na žádost fyzické či právnické osoby hospodařící na zemědělské půdě, která je vedena v evidenci využití podle uživatelských vztahů (LPIS) a je zcela hrazena z prostředků EU. Poskytnuté dotace z EU se podle přístupové smlouvy od roku 2004, kdy dosahovala 25% úrovně plateb ve Společenství, každým rokem zvyšují. V roce 2010 dosáhla výše plateb pro ČR v rámci SAPS 70% úrovně plateb poskytovaných v EU 15, v roce 2011 byla její úroveň navýšena na 80 % a v roce 2012 se zvýšila na 90%. (ÚZEI, 2012)

České republice v návaznosti na přístupovou smlouvu bylo umožněno navyšovat přímé podpory z vlastních zdrojů ( národní doplňkové platby- Top up) a dorovnávat je o 30% unijní sazby, nejvýše však do 100% unijní sazby, platné ke dni 30.4.2004.

Administrativu a zprostředkování dotací zajišťuje Státní zemědělský intervenční fond (SZIF), kterému byla založena obecná působnost při provádění společné zemědělské politiky a byl zřízen jako akreditovaná platební agentura. Žádost o poskytnutí přímých plateb se podává na SZIF pomocí tzv. Jednotné žádosti, která je ke stažení na stránkách SZIF, kde jsou také uvedeny podmínky a možnosti podání.

Podpory o které je možné zažádat v rámci „Jednotné žádosti“ v roce 2014:

- *Jednotná platba na plochu (SAPS)*
- *Přechodné vnitrostátní podpory*
- *Platba v méně příznivých oblastech (LFA)*
- *Platba v oblastech Natura 2000 na zemědělské půdě*
- *Oddělená platba na cukr (SSP)*
- *Oddělená platba na rajčata (STP)*
- *Zvláštní podpora na krávy chované v systému s tržní produkcí mléka (Dojnice)*
- *Zvláštní podpora na tele masného typu*
- *Zvláštní podpora na bahnice, popř. kozy, pasené na travních porostech*
- *Zvláštní podpora na brambory pro výrobu škrobu*
- *Zvláštní podpora na chmel*



- *Agroenvironmentální opatření (AEO)*

*Zdroj: <http://www.szif.cz/irj/portal/szif/jednotna-zadost>*

Objem přijatých dotací v zemědělství sleduje Český statistický úřad v rámci Souhrnného zemědělského účtu, kde je vedený v účtu tvorby důchodů pod názvem „Ostatní dotace na výrobu“.

Výši dotací a jejího vlivu na tržní cenu půdy se zabývá výbor Evropského parlamentu, který si nechal vypracovat studii analyzující možný vliv nových přímých plateb společně zemědělské politiky pro období 2014-2020 na trh s půdou v EU. Konkrétně pro ČR z ní vyplývá, že změna výše přímých plateb by měla mít neutrální vliv na trhu s půdou v ČR. Přesto, jak se ve studii píše, při interpretaci výsledků je třeba také vzít v úvahu, že ceny pozemků jsou ovlivněny řadou dalších faktorů (včetně urbanizace, ekonomického růstu, ceny zemědělských produktů, nařízení vlády, atd. (SWINNEN, a kol., 2013)

#### **4.5.6 Pozemkové úpravy**

Způsob hospodaření v ČR v letech 1948-1989 způsobily nejen degradaci půdy a krajiny ale také změnilo vztah lidí k půdě a k venkovské krajině. Po roce 1989 zákonem č. 229/1991 Sb. ze dne 21.května 1991 o úpravě vlastnických vztahů k půdě a jinému zemědělskému majetku se započal proces napravení některých majetkových křivd a obnovení vlastnických vztahů k půdě v zájmu hospodářského vývoje.

Problémy zemědělské krajiny způsobené naší historií jsou vylíčeny v publikaci Pozemkové úpravy, kterou vydalo Ministerstvo zemědělství pro vzdělávání široké veřejnosti.

Nejzávažnější problémy dnešní zemědělské krajiny:

- velké půdní bloky (200-300ha)
- v krajině chybí remízky, mokřady, meze, aleje, biokoridory a biocentra, které mají v krajině ekostabilizační funkci
- vlastněné pozemky nemají fyzické přístupové cesty, ty byly rozorány v zájmu velkovýroby

- zvýšená eroze půdy, která způsobuje snížení úrodnosti půdy
- půda a podzemní vody jsou znečištěné v důsledku chemizace zemědělství
- nevhodný systém malých vodních toků a nádrží, který nezabrání nebo alespoň částečně nesníží povodňové rozlivy
- rozdrobené vlastnické vztahy – pozemky zapsané na jednom listu vlastnictví spolu nesousedí a v důsledku dědických řízení jsou vlastněny několika lidmi
- zemědělské pozemky tak, jak jsou zapsány v katastru nemovitostí, mají nevhodné tvary- příliš úzké s ostrými hranami, které nejsou vhodné pro dnešní zemědělskou techniku
- v důsledku kolektivizace chybí sounáležitost s krajinou a přírodou

Proces pozemkových úprav se snaží tyto problémy a způsobené škody odstranit nebo alespoň částečně napravit za účelem zvýšení kvality života na venkově. (MZe, 2010)

Provádění pozemkových úprav se řídí zákonem č.139/2002 Sb. o pozemkových úpravách a postupuje se podle vyhlášky č.13/2014 o postupu při provádění pozemkových úprav a náležitostech návrhu pozemkových úprav. Celý průběh pozemkových úprav je složitý proces, který není předmětem této práce. Důležité jsou však cíle, které si úpravy kladou a které vychází z největších problémů venkovské krajiny.

*Cíle pozemkových úprav:*

- *obnovení osobního vztahu lidí k zemědělské půdě a krajině*
  - *vytvoření podmínek pro racionální hospodaření na zemědělských pozemcích*
  - *rozvoj trhu s půdou především směrem k zemědělství*
  - *důsledná ochrana zemědělské půdy jako výrobního prostředku*
  - *ochrana kvality vody, zvýšení její retence v krajině a minimalizace povodňových škod*
  - *obnovení struktury krajiny, zvýšení její biodiverzity a celkové ekologické stability*
- (MZe, 2010 str. 10)

Rozvoj trhu s půdou pro zemědělskou činnost podpoří také výsledný obnovený katastrální operát mapa DKM s optimalizovaným uspořádáním půdní držby, výsledný

plán společných zařízení, který řeší přístupové cesty ke všem pozemkům a protierozní, vodohospodářská opatření. Vlastníci všech pozemků v dotčeném území se aktivně účastní celého průběhu pozemkových úprav, pro jednání s úřady si volí sbor zástupců, který zastupuje vlastníky při zpracovávání návrhu pozemkových úprav a vyjadřuje se k navrhovaným opatřením. Spoluprací vlastníků na budoucím uspořádání přináší efekt uvědomění si vlastnictví konkrétního pozemku jeho polohy a ceny.

Zákon č.139/2002 podle § 4 stanovuje dvě formy pozemkových úprav, komplexní pozemkové úpravy (KPU), které se snaží řešit všechny již uvedené problémy venkovské krajiny a jednoduché pozemkové úpravy (JPU), které řeší pouze nutné hospodářské potřeby. KPÚ jsou v praxi upřednostňovány, řeší většinou celé katastrální území vyjma intravilánu a lesních pozemků a výsledkem jsou již zmíněné cíle ekologického rázu, majetkového a hospodářského, dále pak obnovený operát katastru nemovitostí popisný operát i nová mapa v digitální podobě (DKM).

Vzhledem k složitému procesu KPÚ, který je časově i investičně náročný, je celková upravená plocha nedostačující a stále neodpovídá potřebám vlastníků, uživatelů půdy, obcím a zainteresovaným orgánům státní správy. (ÚZEI, 2012)

#### **4.5.7 Digitalizace katastrálních map**

Významným faktorem pro trh s půdou je dobře fungující katastr nemovitostí, který je zdrojem informací k ochraně práv k nemovitostem. Po roce 1989, kdy se podle zákona započal proces restitucí, vznikla potřeba doplnit soupis popisných informací (SPI) o zemědělské a lesní parcely, které byly v minulých letech sloučeny do velkých půdních bloků a nebyly u nich vedeny vlastnické vztahy, tak jak bylo popsáno již v kapitole 3.3 o evidenci nemovitostí. Proto se v roce 1993 započalo s digitalizací SPI, která byla úspěšně dokončena v roce 1998 a mohl začít neméně významný úkol k plné digitalizaci a zefektivnění KÚ a to digitalizace souboru geodetických informací (SGI) KN, neboli digitalizace katastrálních map (KM), kde by již byly i zakresleny parcely zemědělského půdního fondu vedeny ve zjednodušené evidenci (ZE). Ve stávajících analogových mapách bylo zakresleno méně než 2/3 vlastnických parcel, zemědělské a lesní parcely stále nebyly zaznamenány v platných mapách katastru nemovitostí. Informace o jejich

umístění na mapě mohli vlastníci získat pouze na vyžádání na KÚ tzv. identifikací parcel nebo si je nechat vytyčit v terénu soukromou geodetickou firmou. Hlavním cílem katastrálních úřadů digitalizací souboru geodetických informací (SGI) bylo dosažení stavu, kdy katastrální mapa bude obsahovat všechny vlastnické parcely a zjednodušená evidence zcela zanikne.

Výchozí situace před digitalizací byla taková, že 70% analogových map mělo původ v mapování uskutečněném v 1. polovině 19. století v souřadnicových systémech gusterbergským a svatoštěpánském sáhového měřítku neboli mapy zobrazeny v měřítku 1:2880. Obnova katastrálního operátu neboli vyhotovení digitální mapy podle zákona je možná třemi způsoby - novým mapováním, přepracováním SGI nebo na podkladě pozemkových úprav. (VÚGTK, 2010)

Hlavním cílem digitalizace bylo převést analogové mapy v měřítku 1:2880 do digitální vektorové podoby bez měření v terénu, které by bylo příliš nákladné a zdlouhavé.

Katastrální úřady v současné době používají pro evidenci souboru grafických informací tři druhy digitálních map:

- 1) Katastrální mapy digitalizované (KM-D) přepracované podle vyhlášky č.190/1996 Sb .Mapy jsou vedeny v souřadnicovém systému podle původu mapy tedy gusterbergským nebo svatoštěpánském.
- 2) Digitální katastrální mapy (DKM) jsou přepracované analogové mapy v měřítku 1:1000, kde byly využity původní záznamy z měření. Polohové a geometrické určení parcel je vedeno v jednotném souřadnicovém systému S-JTSK . Mapa DKM obsahuje nejpřesněji určené geometrické a polohové určení lomových bodů pozemků a jejich výměr.
- 3) Katastrální mapy digitalizované (KMD), které byly přepracovány podle nové metodiky s využitím zaměření identických bodů v terénu, vektorizací mapy původního pozemkového katastru (PK) a doplnění všech dostupných geometrických plánů vyhotovených v dotčeném katastrálním území. Parcely zjednodušené evidence byly doplněny vektorizací původní mapy Pozemkové

katastru. Polohové a geometrické určení parcel je vedeno v jednotném souřadnicovém systému S-JTSK.

Digitálních map v jednotlivých katastrálních území od roku 1997 stále přibývá a na konci roku 2013 jich bylo zpracováno 77,9% z celkového počtu katastrálních území. Další plán na pokračování digitalizace záleží na financování úkolů, předpoklad dokončení digitalizace při přiměřeném financování je konec roku 2017. (Kolektiv ČÚZK, 2014)

## **5 Praktická část - popis a interpretace analýzy ekonomických a technických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy**

Tržní cenu nejen zemědělské půdy podle ekonomické teorie ovlivňuje nabídka a poptávka. Trh s půdou je však specifický. Půda je nerozmnožitelný výrobní faktor a omezený statek, který nelze vyrobit. Z této definice vyplývá, že nabídka je zcela neelastická a na trhu s půdou lze ovlivnit pouze poptávku, která bude určovat tržní cenu půdy.

Poptávka ze strany zemědělských producentů může být ovlivněna faktory v zemědělství, jako jsou zemědělská produktivita, cena zemědělských komodit, kvalita půdy, délka vegetačního období, přístup k zavlažování, výše nájemného. Významný vliv budou mít také dotace do zemědělství.

Poptávku ze strany ostatních investorů je důležitá makroekonomická situace v zemi, například prosperita země, hustota obyvatel, bankovní úrokové míry, zahraniční investice; nebo omezení týkající se zahraničních investic.

V našich podmínkách je nutné brát i v úvahu situaci v souboru údajů o nemovitostech v ČR, jak je zmiňuje Němec (2004). U zemědělské půdy nebyly evidovány vlastnické vztahy v soupisu a popisu evidence nemovitostí. Geometrické a polohové určení pozemků bylo evidováno podle užívacích práv od roku 1951, kdy skončil Pozemkový katastr až do roku 1993 uzákoněním Katastru nemovitostí. Proto kontinuálně probíhající pozemkové úpravy a digitalizace katastrálních map mohou být jedním z faktorů, které ovlivňují poptávku po zemědělské půdě.

### **5.1 Analýza vybraných ekonomických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy**

Jednotlivé ekonomické faktory budou analyzovány a jejich vývoj v porovnání s průměrnou cenou zemědělské půdy bude vyjádřen pomocí základních analytických funkcí.

## Vývoj a závislost tržní ceny na HDP

Vývoj HDP České republiky byl sledován za období 1995-2013. Meziroční změny jsou vyjádřeny ve stálých cenách (průměrné ceny roku 2000) aby se vyloučil vliv změny cen. Předpokládá se přímá úměra mezi HDP a tržní cenou zemědělské půdy. Zvyšující se produktivitou a výkonností ekonomiky v ČR měřené pomocí HDP se zvýší zájem o investici do půdy a zvýšená poptávka zvýší tržní cenu zemědělské půdy

**Tabulka 5-1: Vývoj hrubého domácího produktu v ČR v letech 2004-2013**

Rok	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Hrubý domácí produkt, sezonně neočištěno-běžné ceny (mil.Kč)	1 533 676	1 761 575	1 884 924	2 061 583	2 149 023	2 269 695	2 448 557	2 567 530	2 688 107	2 929 172
Růst HDP-stálé ceny (%)	6,2	4,5	-0,9	-0,2	1,7	4,2	3,1	2,1	3,8	4,7
Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012 <sup>1)</sup>	2013 <sup>1)</sup>	
Hrubý domácí produkt, sezonně neočištěno-běžné ceny (mil.Kč)	3 116 056	3 352 599	3 662 573	3 848 411	3 758 979	3 790 880	3 823 401	3 845 926	3 881 085	
Růst HDP-stálé ceny (%)	6,8	7,0	5,7	3,1	-4,5	2,5	1,8	-1,0	-0,9	

<sup>1)</sup> předběžné údaje

Zdroj: Český statistický úřad

Vývoj HDP v porovnání s průměrnou cenou zemědělské půdy lze vyjádřit i pomocí základních analytických funkcí. Přímoúhelní regresi a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup> a HDP v běžných cenách mil. Kč.

Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na HDP, je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání, které jsou uvedeny v tabulce č. 5-2.

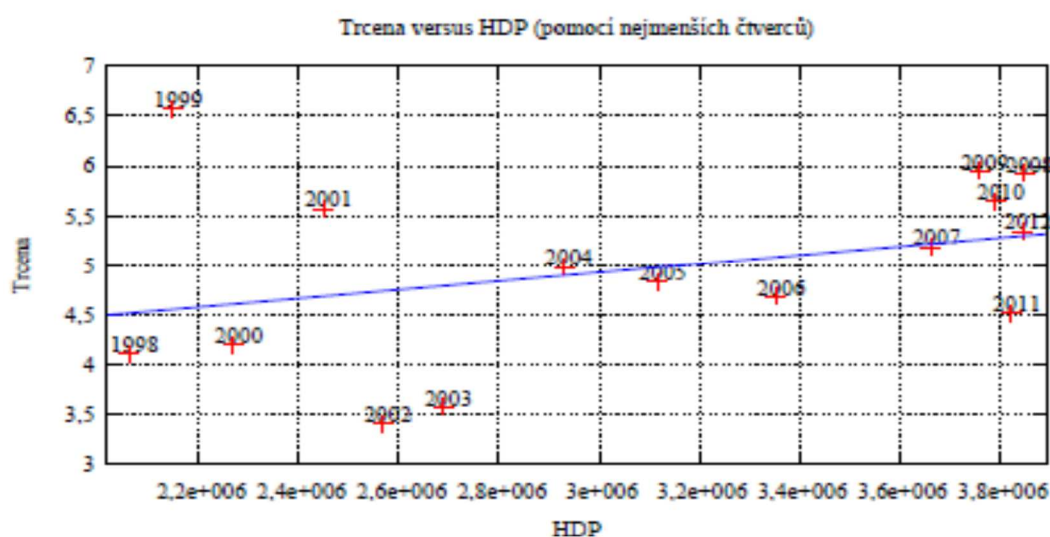
**Tabulka 5-2: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv HDP na tržní cenu půdy**

	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,108754	0,232364
Trendová funkce	$y = 3,61 + 4,384e-007x$	$y = 13,11 - 6,15e-006x + 1,09e-012x^2$

Zdroj: Software Gretl- vlastní zpracování

Podle vypočítaných parametrů se mezi proměnnými jedná o přímou závislost a podle uvedených měř kvality můžeme říci, že lepší vyrovnávací charakteristiky jsme dosáhli pomocí použití kvadratické funkce. Závislá proměnná je v tomto případě vysvětlena z 23,2% prostřednictvím vysvětlující proměnnou HDP. Čím vyšší je HDP, tím tržní cena zemědělské půdy nejdříve klesá až do jejího minima- při hodnotě HDP 2 821 101 Kč je tržní cena 4,44 Kč za m<sup>2</sup>- a poté roste. Přesto využití kvadratické funkce není z ekonomického hlediska logické a neodpovídá předpokladu, že zvyšující se ekonomikou země se tržní cena zemědělské půdy bude zvyšovat. Pro popis vývoje a predikci závislosti tržní ceny na HDP je vhodnější využít lineární závislost pomocí přímky.

**Graf 5-1: Korelační pole vyjadřující závislost mezi HDP a tržní cenou**



*Zdroj: Software Gretl*

Graf č. 5-1 znázorňuje skutečné hodnoty a vyrovnané hodnoty pomocí přímky. Ukazuje přímou lineární závislost tržní ceny zemědělské půdy na HDP v České republice. Při zvyšujícím se HDP se tržní cena zemědělské půdy zvyšuje od jejího minima 3,61 Kč za m<sup>2</sup> s každým zvýšením HDP o 1 mil. Kč o 0,0000044 Kč za m<sup>2</sup> za jinak stejných podmínek. Podle koeficientu determinace je tržní cena zemědělské půdy závislá pouze z 10,9% na HDP. Nebyla prokázána statistická významnost HDP pro vývoj tržní ceny zemědělské půdy. (příloha č. 8)



## Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na průměrné hrubé měsíční mzdě

Závislost tržní ceny zemědělské půdy na průměrné hrubé měsíční mzdě je sledována v období 1993-2012. Předpokládá se přímo úměrný vztah mezi veličinami. Se zvyšující se hrubou měsíční mzdou se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 5-3 : Průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců v národním hospodářství ČR

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Průměrná hrubá měsíční mzda v tis. Kč	5,904	7,004	8,307	9,79	10,83	11,71	12,55	13,32	14,38	15,52
Index růstu hrubé měsíční mzdy 1993=100%	100	118,6	140,7	166	183,4	198,3	212,6	225,6	243,6	262,9
Rok	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Průměrná hrubá měsíční mzda v tis. Kč	16,48	17,47	18,34	19,6	20,96	22,59	23,49	23,95	24,46	25,11
Index růstu hrubé měsíční mzdy 1993=100%	279,13	295,9	310,6	331	355	382,6	397,9	405,7	414,3	425,3

Zdroj: Český statistický úřad

Z uvedené tabulky č. 5-3 je zřejmý růst průměrné nominální hrubé mzdy v českém hospodářství a tato situace by mohla vést k větší ochotě drobných investorů nakupovat ornou půdu jako investici do budoucna. Ve sledovaném období se meziročně průměrně zvyšuje o 8% a v porovnání s rokem 1993 se v roce 2012 zvýšila mzda o 325%.

Vývoj průměrné hrubé měsíční mzdy v porovnání s průměrnou cenou zemědělské půdy lze vyjádřit i pomocí základních analytických funkcí, lineární regresí a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup> a průměrná hrubá měsíční mzda v tisíci Kč.

Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na průměrné hrubé měsíční mzdě je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání, které jsou uvedeny v tabulce č. 5-4.

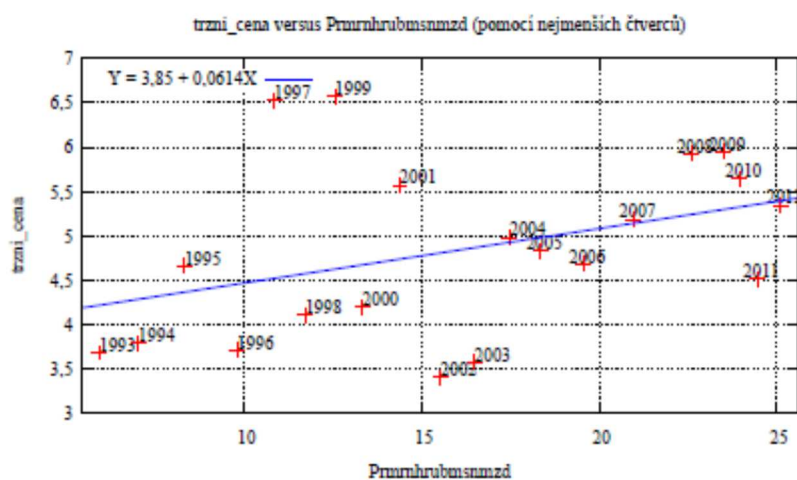
**Tabulka 5-4 : Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí- vliv průměrné hrubé měsíční mzdy v ČR na tržní cenu půdy**

	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,14574	0,147088
Trendová funkce	$y=3,854+0,0614x$	$y=3,61+0,0971x-0,00112x^2$

*Zdroj: Software Gretl- vlastní zpracování*

Z porovnání koeficientů determinace můžeme říci, že pro popis závislosti mezi proměnnými je vhodnější použít kvadratickou funkci. Malý rozdíl v koeficientu determinace nám umožňuje používat obě dvě funkce pro interpretaci. Pro další popis bude využita funkce lineární.

**Graf 5-2: Korelační pole vyjadřující závislost mezi průměrnou hrubou měsíční mzdou a tržní cenou**



*Zdroj: Software Gretl*

Mezi faktory tržní cena a mzda se jedná o přímou lineární závislost, kdy se zvyšující se průměrnou měsíční mzdou o 1 tisíc Kč se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,06 Kč za m<sup>2</sup> za jinak nezměněných podmínek. Tržní cena zemědělské půdy je závislá pouze ze 14,5% na průměrné výši hrubé měsíční mzdy. Proměnná hrubá měsíční mzda není statisticky významná pro vývoj tržní ceny zemědělské půdy. (příloha č. 8)

## Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na podnikatelském důchodu v zemědělství

Závislost tržní ceny zemědělské půdy na podnikatelském důchodu v zemědělství (souhrnný zemědělský účet) je sledována v období 1998-2012. Předpokládá se přímý vztah mezi veličinami. Se zvyšujícím se podnikatelským důchodem se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 5-5: Souhrnný zemědělský účet-položka podnikatelský důchod

Rok	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Podnikatelský důchod v zemědělství v mil.Kč (v běžných cenách)	-4 332,6	-8 080,7	-1 183,7	3 056,4	-2 643,1	-2 502,0	8 547,8	7 050,8
Index růstu podnikatelského důchodu 1998=100%	100,0	-186,5	172,7	270,5	139,0	142,3	397,3	362,7
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
Podnikatelský důchod v zemědělství v mil.Kč (v běžných cenách)	6 834,8	10 009,0	10 142,7	2 840,1	7 645,1	17 389,1	16 444,0	
Index růstu podnikatelského důchodu 1998=100%	357,8	431,0	434,1	265,6	376,5	601,4	579,5	

Zdroj: Český statistický úřad

Z tabulky č. 5-6 je zřejmé, že podnikatelský důchod v zemědělství před vstupem do Evropské unie byl převážně záporný. Vstupem ČR do EU je od roku 2004 důchod vlivem evropských dotací do zemědělství kladný. Ve sledovaném období se podle základního indexu v letech 1998-2012 zvýšil podnikatelský důchod o 479,5%.

Vliv podnikatelského důchodu v zemědělství na cenu zemědělské půdy lze vyjádřit pomocí základních analytických funkcí, lineární regrese a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup> a podnikatelský důchod v zemědělství v mil. Kč.

Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na podnikatelském důchodu v zemědělství, je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání uvedené v tabulce č. 5-7.

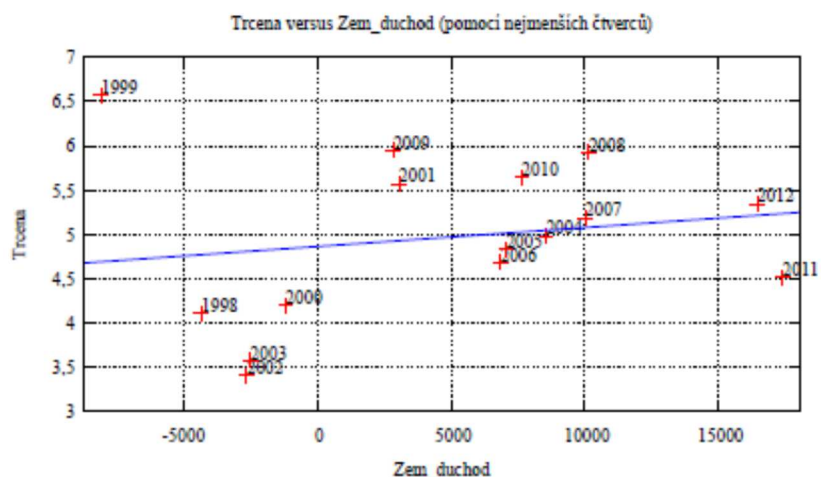
**Tabulka 5-6: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv podnikatelského důchodu v zemědělství na tržní cenu půdy**

	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,031072	0,032492
Trendová funkce	$y=4,86+0,00002x$	$y=4,85+1,5623e-05x+5,94e-010x^2$

*Zdroj: Software Gretl- vlastní zpracování*

Z porovnání koeficientů determinace můžeme říci, že pro popis závislosti mezi proměnnými je vhodnější použít kvadratickou funkci. Malý rozdíl v koeficientu determinace nám umožňuje používat obě dvě funkce pro interpretaci. Pro další popis bude využita funkce lineární.

**Graf 5-3: Korelační pole vyjadřující závislost mezi podnikatelským důchodem v zemědělství a tržní cenou**



*Zdroj: Software Gretl*

Mezi faktory tržní cena zemědělské půdy a podnikatelským důchodem (ze souhrnného zemědělského účtu) se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšujícím se podnikatelským důchodem o 1 mil. Kč se zvýší tržní cena o 0,00002 Kč za m<sup>2</sup>. Koeficient determinace je opět velmi nízký, těsnost závislosti podnikatelského důchodu v zemědělství je pouze 3,2% na tržní ceně půdy, můžeme tedy konstatovat, že mezi faktory závislost téměř

neexistuje. Podnikatelský důchod v zemědělství není statisticky významný pro vývoj tržní ceny zemědělské.

### Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na výši pachtovného

Dalším faktorem, který by mohl ovlivnit tržní cenu půdy je výše pachtovného za pronajatou půdu. Závislost mezi proměnnými průměrné pachtovné, které platí fyzické a právnické osoby vlastníkům půdy a tržní cenou zemědělské půdy je sledována v období 1997-2012. Závislost mezi zaplaceným pachtovným (souhrnný zemědělský účet) a tržní cenou zemědělské půdy je sledována od roku 1998 do roku 2012. Předpokládá se přímý vztah mezi veličinami. Se zvyšujícím se pachtovným se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 5-7: Průměrná výše pachtovného v ČR 1997-2012 v Kč/ha

Rok	Fyzické osoby-pachtovné (Kč/ha)	Index růstu pachtovného-fyzické osoby 1997=100%	Právnické osoby-nájemné (Kč/ha)	Index růstu pachtovného-právnické osoby 1997=100%	Zaplacené pachtovné (mil.Kč)	Index růstu zaplaceného pachtovného 1998=100%
1997	555	100	320	100		
1998	590	106	340	106	1 382	100
1999	649	117	345	108	1 649	119
2000	679	122	395	123	1 678	121
2001	794	143	588	184	2 267	164
2002	886	160	590	184	1 892	137
2003	875	158	660	206	2 134	154
2004	943	170	759	237	2 568	186
2005	1 010	182	874	273	3 056	221
2006	1 037	187	951	297	3 245	235
2007	1 156	208	1 041	325	3 472	251
2008	1 198	216	1 121	350	3 611	261
2009	1 259	227	1 317	412	3 900	282
2010	1 272	229	1 421	444	3 802	275
2011	1 352	244	1 513	473	4 216	305
2012	1 430	258	1 677	524	4 541	328

Zdroj: Situační a výhledová zpráva Půda 2006 a 2012 a Souhrnný zemědělský účet

Z tabulky č. 5-8 vyplývá, že od roku 2009 nastala změna v průměrné výši pachtovného a ukazuje se, že od tohoto roku byla výše pachtovného u fyzických osob menší než u

právnických osob. Důvodem mohou být dotace, které podniky dostávají na obhospodařovanou plochu. Ve třetím sloupci tabulky č. 5-8 je zaznamenána celková výše zaplaceného předepsaného pachtovného a ostatní nájemné z nemovitostí. Tyto údaje jsou sledovány v rámci souhrnného zemědělského účtu. Ve všech případech se výše pachtovného zvyšuje. Největší nárůst výše pachtovného byl zaznamenán u právnických osob, kde od roku 1997 ze cena zvýšila o 424% v roce 2012.

Vliv pachtovného na průměrnou cenu zemědělské půdy může být vyjádřen pomocí základních analytických funkcí, lineární regrese a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup>, pachtovné fyzické a právní osoby jsou vyjádřeny v Kč za m<sup>2</sup> pronajaté půdy a zaplacené pachtovné a ostatní nájem ze SZÚ je v mil.Kč.

Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na pachtovním za půdu, je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání uvedené v tabulce č. 5-9. Podle porovnání koeficientu determinace lze říci, který faktor více souvisí s vývojem tržní ceny zemědělské půdy.

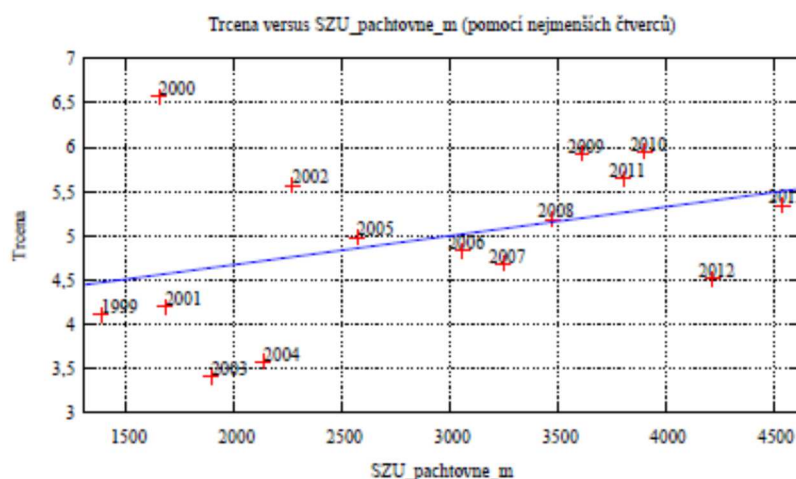
**Tabulka 5-8: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv pachtovného v ČR na tržní cenu půdy**

Fyzické osoby		
	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,003887	0,124476
Trendová funkce	$y = 4,85 + 0,000214x$	$y = 9,24 - 0,00949x + 4,96e-006x^2$
Právní osoby		
	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,013984	0,054464
Trendová funkce	$y = 4,84 + 0,00026x$	$y = 5,64 - 0,0019x + 1,15e-006x^2$
Celkové zaplacené pachtovné		
	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,136327	0,138659
Trendová funkce	$y = 4,02 + 0,00033x$	$y = 3,62 + 0,00064x - 5,33e-008x^2$

*Zdroj. Software Gretl- vlastní zpracování*

Z porovnání koeficientů determinace ze tří modelů z tabulky č.5-9 největší vliv na tržní cenu půdy má proměnná celkové zaplacené pachtovné (ze souhrnného zemědělského účtu). U proměnných pachtovné u fyzických a právnických osob je koeficient determinace blízky nule. Pro popis závislosti tržní ceny půdy a celkového zaplaceného pachtovného je vhodnější použít kvadratickou funkci. Malý rozdíl v koeficientu determinace nám ale umožňuje používat obě dvě funkce pro interpretaci. Pro další popis bude využita funkce lineární.

Graf 5-4: Korelační pole vyjadřující závislost tržní ceny zemědělské půdy na celkové výši zaplaceného předepsaného pachtovného a ostatního nájemného z nemovitostí



Zdroj: Software Gretl

Mezi faktory tržní cena a zaplacené pachtovné ze SZÚ se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšujícím se pachtovným o 1 mil. Kč se zvýší tržní cena o 0,00033 Kč za m<sup>2</sup>. Výpočet byl proveden pomocí lineární funkce, která popisuje těsnost závislosti zaplaceného pachtovného (ze SZÚ) ze 13,6% na tržní ceně půdy. Nebyla prokázána statistická významnost parametru. (příloha č. 8)

### Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na výši přijatých dotací a jednotné platbě na plochu

Závislost tržní ceny zemědělské půdy na přijatých dotacích v zemědělství je sledována za období 1998-2012. Pro statistickou analýzu byla využita data ze souhrnného zemědělského účtu z položky „Ostatní dotace na výrobu“. Závislost mezi proměnnými

tržní cena zemědělské půdy a jednotná platba na plochu (SAPS) je sledována až od roku 2004, kdy ČR vstoupila do EU a tato dotace začala být vyplácena.

**Tabulka 5-9: Vývoj přijatých celkových dotací podle Souhrnného zemědělského účtu a SAPS**

Rok	Ostatní dotace na výrobu (mil.Kč)	Index růstu objemu dotací 1998=100%	Jednotná platba na plochu (Kč/ha)	Index růstu jednotné platby na plochu 2004=100%
1998	3 677,9	100		
1999	4 616,8	126		
2000	5 225,0	142		
2001	5 219,2	142		
2002	6 786,6	185		
2003	7 270,7	198		
2004	7 157,7	195	1 870,4	100
2005	19 025,1	517	2 110,7	113
2006	21 122,8	574	2 517,8	135
2007	20 646,6	561	2 791,5	149
2008	25 575,6	695	3 072,7	164
2009	28 674,2	780	3 710,0	198
2010	26 844,6	730	4 060,8	217
2011	27 567,4	750	4 686,5	251
2012	29 283,3	796	5 387,3	288
2013	30 269,5	823	6 068,9	324

*Zdroj: Český statistický úřad a Státní zemědělský intervenční fond*

Přijaté dotace jsou hlavním zdrojem příjmů hospodařících zemědělských subjektů a mají velký podíl na zisku v zemědělském odvětví. V případě kladného zisku může tato situace ovlivnit poptávku po půdě a tím zvýšit tržní cenu půdy.

Závislost tržní ceny zemědělské půdy a přijatých dotací lze vyjádřit pomocí základních analytických funkcí, lineární regrese a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup> a přijaté dotace na výrobu v zemědělství v mil. Kč, jednotná platba na plochu (SAPS) v Kč/ha. Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy v závislosti na přijatých dotacích, je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání, které jsou uvedeny v tabulce č. 5-11.



**Tabulka 5-10: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí- vliv dotací v zemědělství na tržní cenu půdy**

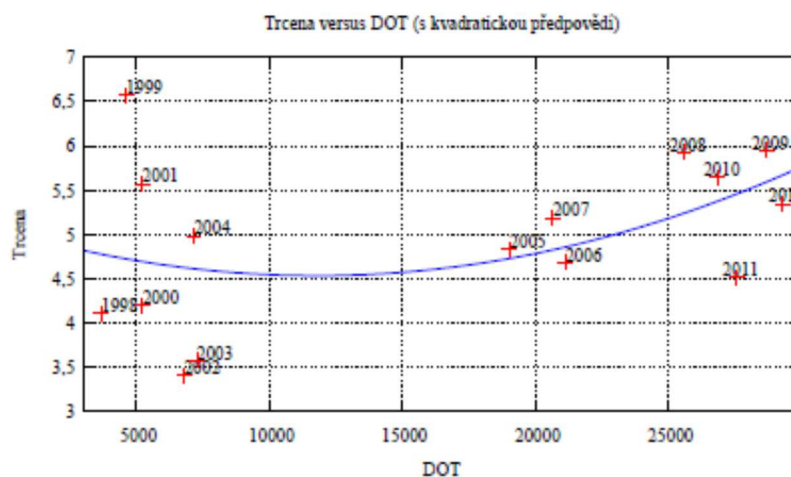
Ostatní dotace na výrobu		
	Lineární trend-přímka	Kvadratický trend-parabola
Koeficient determinace	0,137006	0,180126
Trendová funkce	$y = 4,45 + 3,25e-005x$	$y = 5,05 - 8,73e-005x + 3,71e-009x^2$
Jednotná platba na plochu		
	Lineární trend-přímka	Kvadratický trend-parabola
Koeficient determinace	0,133451	0,15874
Trendová funkce	$y = 4,62 + 0,00017x$	$y = 4,54 + 0,0004x - 5,01e-008x^2$

*Zdroj Software Gretl- vlastní zpracování*

Podle výsledných měr kvality uvedených v tabulce č. 5-11 mezi faktory ostatní dotace, SAPS a tržní cenou půdy nejsou vyrovnávací charakteristiky výrazně rozdílné. Těsnost závislosti v obou případech je mezi 13% až 18% při lineárním i kvadratickém popisu trendu.

Vývoj trendu mezi ostatní dotace na výrobu ze SZÚ a tržní cenou půdy je lepší interpretovat pomocí kvadratické funkce.

**Graf 5-5: Korelační pole vyjadřující závislost mezi přijatými dotace na výrobu ze SZU a tržní cenou půdy**

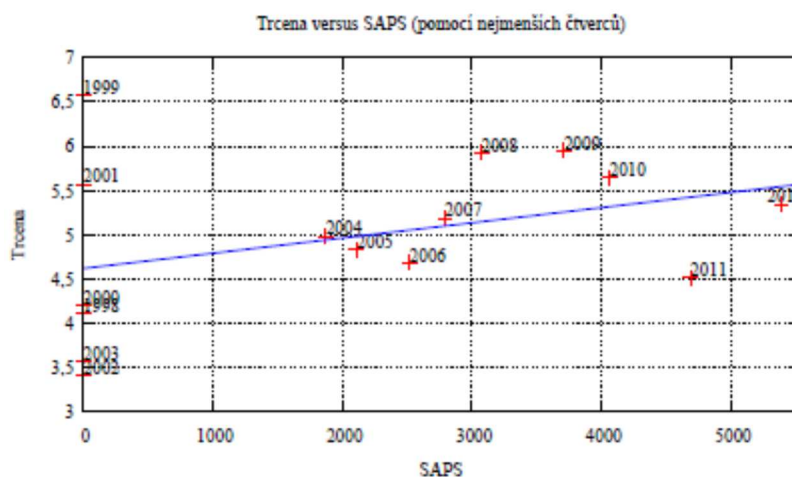


*Zdroj: Software Gretl*

Závislá proměnná je v tomto případě vysvětlena z 18% pomocí vysvětlující proměnné ostatní dotace na výrobu. Čím vyšší jsou přijaté dotace, tím tržní cena zemědělské půdy nejdříve klesá až do jejího minima- při objemu 11766 mil. Kč je tržní cena 4,54 Kč za m<sup>2</sup>- a poté roste.

Popis závislosti mezi vysvětlující proměnnou jednotná platba na plochu a vysvětlovanou proměnnou - tržní cena zemědělské půdy jsou podle tabulky č. 5-11 lepší vyrovnávací charakteristiky při použití kvadratické funkce. Tržní cena zemědělské půdy při zvyšování jednotné platby na plochu zemědělské půdy nejdříve stoupá až do jejího maxima a následně klesá. Tato interpretace však z ekonomického hlediska není logická, proto je vhodnější pro popis trendu využít lineární funkci.

Graf 5-6: Korelační pole vyjadřující závislost mezi SAPS a tržní cenou půdy



Zdroj: Software Gretl

Mezi proměnnou jednotná platba na plochu a vysvětlovanou proměnnou tržní cena zemědělské půdy je přímá lineární závislost. Zvýšením dotací SAPS o 1000 Kč na ha zemědělské půdy se tržní cena zvýší o 0,17Kč. Těsnost závislosti je zde vyjádřena z 13,3% a nebyla prokázána statistická významnost tohoto parametru. (příloha č. 8)

## 5.2 Analýza vybraných technických faktorů ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy

Specifické technické faktory ovlivňující poptávku a nabídku zemědělské půdy v ČR podle Němce (2001) jsou faktory týkající se evidence vlastnictví půdy. Jedná se o roztržitost parcel z hlediska vlastnictví a s tím související pozemkové úpravy, které tento problém částečně řeší. Další faktor se týká evidence pozemků zemědělského půdního fondu ve zjednodušené evidenci na katastrálních úřadech.

### Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na ploše ukončených komplexních pozemkových úprav

Vývoj probíhajících komplexních pozemkových úprav a závislost tržní ceny zemědělské půdy na celkové výměře ukončených komplexních pozemkových úprav je sledován za období 1997-2012. Celková plocha a vývoj ukončených komplexních pozemkových úprav v ČR k jednotlivému roku je uvedena v tabulce č. 5-12. Předpokládá se přímá závislost mezi proměnnými, se zvýšením plochy ukončených KPÚ se zvýší tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 5-11: Výměra ukončených KPÚ

Rok	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
KPÚ výměra celkem (ha)	4 687	12 600	28 000	45 774	72 697	110 326	151 879	191 732
Ukončené KPÚ- řetězový index (%)		269	222	163	159	152	138	126
Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
KPÚ výměra celkem (ha)	225 872	267 817	328 134	386 768	441 699	507 007	589 092	667 520
Ukončené KPÚ- řetězový index (%)	118	119	123	118	114	115	116	113

Zdroj: Zelená zpráva 1997 až 2012 -vlastní zpracování

Vývoj plochy ukončených komplexních pozemkových úprav v porovnání s průměrnou cenou zemědělské půdy lze vyjádřit i pomocí základních analytických funkcí, lineární regresi a modelem s kvadratickým trendem. Tržní cena je vyjádřena v Kč/m<sup>2</sup> a plocha ukončených komplexních pozemkových úprav v ha.

Pro zjištění, která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na ploše ukončených komplexních pozemkových úprav je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání, které jsou uvedeny v tabulce č. 5-13.

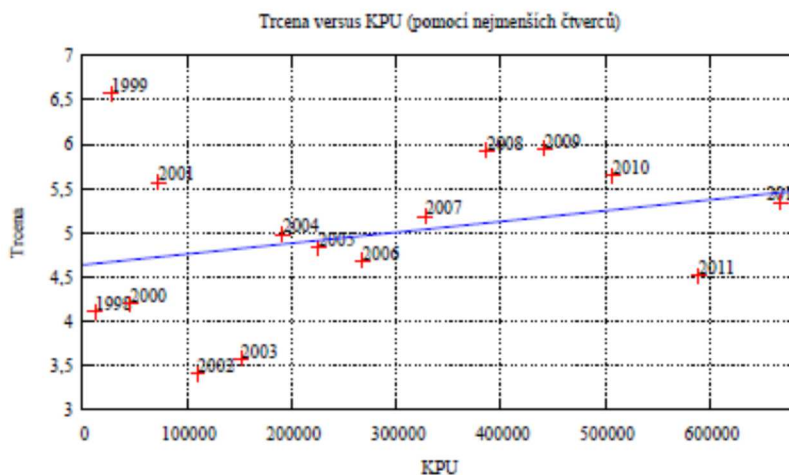
**Tabulka 5-12: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv KPÚ na tržní cenu půdy**

	Lineární trend	Kvadratický trend
Koeficient determinace	0,081554	0,082671
Trendová funkce	$y = 4,63 + 1,23e-006x$	$y = 4,59 + 1,73e-006x - 7,90e-013x^2$

*Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování*

Z porovnání koeficientů determinace můžeme říci, že pro popis závislosti mezi proměnnými je vhodnější použít kvadratickou funkci. Malý rozdíl v koeficientu determinace nám umožňuje používat obě dvě funkce pro interpretaci. Pro další popis bude využita funkce lineární.

**Graf 5-7: Korelační pole vyjadřující závislost mezi ukončenými pozemkovými úpravami a tržní cenou půdy**



*Zdroj: Software Gretl*

Mezi faktory tržní cena a plochou ukončených KPÚ se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšující plochou provedených komplexních pozemkových úprav o 10 000 hektarů se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,012 Kč za m<sup>2</sup>. Koeficient determinace je velmi nízký 0,081554, to znamená, že tržní cena půdy je vysvětlena pouze z 8% tímto modelem. Komplexní pozemkové úpravy nejsou statisticky významné pro vývoj tržní ceny zemědělské půdy. (příloha č. 8)

## Vývoj a závislost tržní ceny zemědělské půdy na počtu katastrálních území s digitalizovanou mapou

Závislost mezi proměnnými je sledována v období 1997-2012. Předpokládá se přímá závislost, se zvýšeným počtem katastrálních území s digitalizovanou mapou bez zjednodušené evidence se zvýší tržní cena zemědělské půdy.

Tabulka 5-13: Vývoj digitalizace SGI

Rok	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Počet katastrálních území s digitalizovanou mapou celkem (ks)	437	606	939	1988	2428	2881	3424	3807
Řetězový index počtu katastrálních území s digitalizovanou mapou (%)		139	155	212	122	119	119	111
Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Počet katastrálních území s digitalizovanou mapou celkem (ks)	4121	4400	4663	4976	5739	6845	7939	9064
Řetězový index počtu katastrálních území s digitalizovanou mapou (%)	108	107	106	107	115	119	116	114

Zdroj: Český úřad zeměměřický a katastrální - Výroční zprávy

Vývoj dokončených katastrálních území s digitalizovanými mapami, které jsou doplněny o parcely dosud vedené ve zjednodušené evidenci v porovnání s průměrnou cenou zemědělské půdy vyjádřené pomocí základních analytických funkcí. Přímou lineární regresí a modelem s kvadratickým trendem.

Závislost mezi počtem katastrálních území s digitalizovanými mapami a tržní cenou půdy popsané lineární a kvadratickou trendovou funkcí. Pro zjištění která ze základních funkcí je kvalitnější pro popis a predikci vývoje tržní ceny zemědělské půdy na počtu

katastrálních území a digitalizovanými mapami je vhodné porovnat výsledné míry kvality vyrovnání, které jsou uvedeny v tabulce č. 5-15.

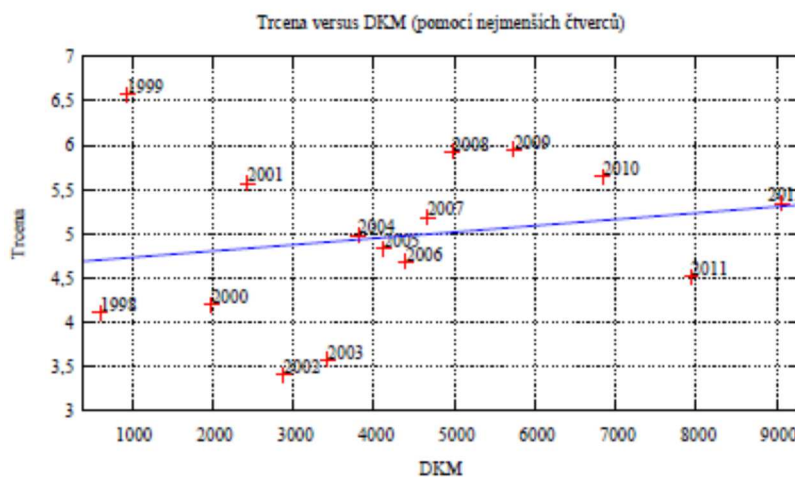
**Tabulka 5-14: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv DKM na tržní cenu půdy**

	Lineární trend-přímka	Kvadratický trend-parabola
Koeficient determinace	0,036599	0,039896
Trendová funkce	$y = 4,66 + 7,17e-005x$	$y = 4,79 - 3,95e-006x + 8,01e-009x^2$

*Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování*

Z porovnání koeficientů determinace můžeme říci, že pro popis závislosti mezi proměnnými je vhodnější použít kvadratickou funkci. Malý rozdíl v koeficientu determinace nám umožňuje používat obě dvě funkce pro interpretaci. Pro další popis bude využita funkce lineární.

**Graf 5-8: Korelační pole vyjadřující závislost mezi počtem KÚ s digitalizovanými mapami a tržní cenou půdy**



*Zdroj: Software Gretl*

Mezi faktory tržní cena a počtem katastrálních území s digitální mapou se jedná o přímou lineární závislost, kdy se zvyšujícím se počtem KÚ s digitalizovanými mapami o 1 000 kusů se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,07 Kč za m<sup>2</sup>. Koeficient determinace je velmi nízký 0,036599, znamená to, že tržní cena půdy je vysvětlena pouze ze 4 % proměnou, počtem katastrálních území s digitální mapou. Nebyla prokázána statistická významnost parametru pro vývoj tržní ceny zemědělské půdy. (příloha č.8 )

## **6 Ekonometrický model vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na tržní cenu zemědělské půdy**

V této kapitole bude zpracován ekonometrický model vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na tržní cenu zemědělské půdy v letech 1998-2012. Bude sestaven ekonomický model, deklarovány a pojmenovány jednotlivé proměnné a formulovány základní předpoklady ekonometrického modelu a ekonomických hypotéz. Po sestavení vyhovujícího ekonometrického modelu budou pomocí počítačového softwaru Gretl vypočítány metodou nejmenších čtverců parametry proměnných. Výsledný model bude statisticky a ekonomicky verifikován a jeho výsledky budou interpretovány.

### **Sestavení ekonomického modelu vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na cenu zemědělské půdy**

Předpokládá se, že tržní cena zemědělské půdy je přímo úměrně závislá na výkonnosti České ekonomiky měřené pomocí HDP dále na výši průměrné měsíční mzdy, podnikatelském zemědělském důchodu, výši nájemného za půdu pro fyzické a právnické osoby, na celkových obdržených dotacích v zemědělském sektoru, výši přímé dotace na hektar zemědělské půdy (SAPS), počtu digitalizovaných katastrálních map, výměře provedených komplexních pozemkových úprav a výši zaplaceného pachtovného v zemědělském odvětví.

$$TCZP=fce(HDP,MZDA,PD,Fnaj,Pnaj,DOT,SAPS,DKM,KPU,PACHT)$$

Základní podkladová data jsou uvedena v příloze č. 2. Tato data vycházejí z analyzovaných faktorů, které byly popsány v předchozích kapitolách.

#### **Předpokládané ekonomické vztahy mezi proměnnými:**

- Pokud vzroste HDP, zvýší se tržní cena zemědělské půdy

Zvyšující se produktivitou a výkonností ekonomiky v ČR měřené pomocí HDP se zvýší zájem o investici do půdy a zvýšená poptávka zvýší tržní cenu zemědělské půdy.

- Pokud vzroste průměrná měsíční mzda na osobu, zvýší se cena zemědělské půdy

Zvýšení úrovně průměrného příjmu na osobu zvýší poptávku po půdě a zvýší tržní cenu zemědělské půdy. Zemědělská půda je vnímána jako dlouhodobá, ale jistá investice do budoucna i pro malé investory.

- Pokud vzroste úroveň zemědělského podnikatelského důchodu, zvýší se cena zemědělské půdy

Při zvýšení podnikatelského důchodu v zemědělství se zvýší poptávka po půdě, ze strany zemědělských podniků, které na ní hospodaří.

- Pokud vzroste nájemné za pronajatou půdu, zvýší se tržní cena zemědělské půdy

Zvýšení nájemného za pronajatou půdu zvýší zájem zemědělských podniků hospodařit na pozemcích v jejich vlastnictví a zájem soukromých investorů a tím zvýší i poptávku po půdě.

- Pokud vzroste úroveň dotací, zvýší se cena zemědělské půdy

Zvýšená úroveň přijatých dotací v zemědělství umožní volné finanční prostředky využít na nákup půdy a poptávka i cena se zvýší.

- Pokud vzroste jednotná platba na hektar obhospodařované půdy, zvýší se cena zemědělské půdy

Výše jednotné platby na hektar půdy (SAPS) ovlivní poptávku a tržní cenu půdy. Při zvýšené dotaci se zvýší poptávka a cena půdy

- S větším počtem katastrálních území s digitalizovanými mapami s odstraněnou zjednodušenou evidencí se zvýší tržní cena zemědělské půdy.

Vlastníci i pronajímatelé půdy již nebudou odkázáni při určení polohy pozemků v mapě na identifikaci parcel ve zjednodušené evidenci. Parcely, dosud vedeny ve zjednodušené evidenci, budou vedeny číslem katastru nemovitostí a mapy doplněné o tyto parcely budou dostupné na internetu. Tato situace může usnadnit potenciálním



kupcům i prodejčům učinit nabídku na prodej či koupi pozemků a tím rozhybat trh se zemědělskou půdou.

- Při větší ploše provedených komplexních úprav se zvýší poptávka a cena půdy.

Pozemkové úpravy řeší nevyhovující tvary pozemků, které jsou uspořádány do optimalizovaných bloků podle vlastnických vztahů s přístupovou cestou a tak aby lépe dispozičně vyhovovaly pro moderní hospodaření. V rámci pozemkových úprav se také řeší ekologické prvky v krajině, což s novým uspořádáním pozemků zvýší atraktivitu zemědělské půdy pro hospodaření.

### **Deklarace proměnných:**

$y_{1t}$  .... Tržní cena zemědělské půdy (TCZP) -endogenní, vysvětlovaná proměnná (Kč/m<sup>2</sup>)

$x_{1t}$ .....Jednotkový vektor

$x_{2t}$ ....Hrubý domácí produkt (HDP)- mil.Kč

$x_{3t}$ ....Průměrná hrubá měsíční mzda fyzické osoby (MZDA)-tis.Kč

$x_{4t}$ ....Zemědělský podnikatelský důchod ze Souhrnného zemědělského účtu (PD)- mil.Kč

$x_{5t}$ ....Nájemné za pronajatou půdu pro fyzické osoby (Fnaj)- Kč/ha

$x_{6t}$ ....Nájemné za pronajatou půdu pro právnické osoby (Pnaj)- Kč/ha

$x_{7t}$ ....Ostatní dotace na výrobu ze Souhrnného zemědělského účtu (DOT)- mil.Kč

$x_{8t}$ ....Jednotná platba na plochu (SAPS)- Kč/ha

$x_{9t}$ ....Počet digitalizovaných katastrálních map celkem (DKM)-ks

$x_{10t}$ ...Výměra ukončených komplexních pozemkových úprav (KPU)- ha

$x_{11t}$ ....Předepsané pachtovné ze Souhrnného zemědělského účtu (PACHT)- mil.Kč

## **Multikolinearita**

Pojem multikolinearita vyjadřuje porušení předpokladu lineárních regresních modelů, že všechny vysvětlující proměnné  $x$  jsou na sobě lineárně nezávislé, což znamená, že by se mezi proměnnými neměla vyskytovat nadměrná korelace. K vyloučení multikolinearity se využívá korelační matice párových korelačních koeficientů, vyjadřující intenzitu závislosti mezi proměnnými. Hodnota koeficientu by neměla být vyšší jak 0,9, v takovém případě by byla přítomná vysoká multikolinearita mezi proměnnými a v modelu by nebylo možné separovat vlivy jednotlivých proměnných. Odstranění vysokých hodnot v korelační matici je možné pomocí postupných diferencí, použitím dummy proměnných nebo vyloučením proměnných které vysoké hodnoty způsobují. (ČECHURA, a kol., 2009)

Byla sestavena korelační matice mezi všemi předpokládanými proměnnými a dummy proměnou, která byla zařazena pro vyrovnání proměnné SAPS, kde před rokem 2004 se vyskytují nulové hodnoty. Vysoké hodnoty nad 0,9 se vyskytly u všech vysvětlujících proměnných. Jednotlivé hodnoty korelačních koeficientů mezi proměnnými jsou uvedeny v příloze č.3.

Vysoké hodnoty byly odstraněny pomocí zařazení postupných diferencí proměnných HDP, MZDA, DKM, KPU, PACHT. Vyřazením proměnných, které spolu navzájem souvisí, což jsou nájem pro fyzickou i právnickou osobu a bylo ponecháno pouze předepsané pachtovné. Dále byla vyřazená proměnná SAPS a dummy proměnná, které úzce souvisí s ponechanou proměnnou celkovými dotacemi ( DOT ).

Korelační matice uvedená v příloze č. 4 již nevykazuje vysoké hodnoty korelačních koeficientů a je možné ji využít pro výpočet modelu pomocí metody nejmenších čtverců.

## **Ekonometrický model vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na cenu zemědělské půdy a statistická verifikace**

Po formulování ekonomických aspektů a závislostí bude zkonstruován jednorovnicový lineární ekonometrický model s proměnnými, které mezi sebou nevykazují vysokou

multikolaritu. V modelu bude testována těsnost závislosti mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými pomocí koeficientu determinace a statistická významnost jednotlivých odhadnutých parametrů.

Model č. 1:

$$\beta_t y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_7 x_{7t} + \gamma_9 x_{9t} + \gamma_{10} x_{10t} + \gamma_{11} x_{11t} + u_{1t}$$

**Tabulka 6-2: Model 1: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)-závisle proměnná: Trcena**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	Statistická významnost parametru
Const	4,494820	3,773540	1,1910	0,2786	
d_HDP	-0,000002	0,000007	-0,2333	0,8233	
d_MZDA	0,376318	1,709370	0,2201	0,8331	
PD	-0,000030	0,000149	-0,1979	0,8496	
DOT	0,000075	0,000070	1,0720	0,3249	
d_DKM	-0,000179	0,002216	-0,0806	0,9384	
d_KPU	-0,000020	0,000040	-0,5019	0,6336	
d_PACHT	0,001525	0,001779	0,8576	0,4241	

Zdroj: Software Gretl

Ve výsledném modelu č. 1 vypočítané parametry vysvětlujících proměnných jsou statisticky nevýznamné pro vysvětlovanou proměnnou. Proto byly sestaveny a vypočítány další dva modely se statisticky významnými parametry. Tyto tři modely budou následně mezi sebou porovnány.

Model č. 2:

$$\beta_t y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \gamma_7 x_{7t-1} + \gamma_9 x_{9t} + \gamma_{10} x_{10t} + \gamma_{11} x_{11t} + u_{1t}$$

**Tabulka 6-1: Model 2: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T =14)- závisle proměnná: Trcena**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnot	Statistická významnost parametru
Const	5,138540	2,288580	2,2450	0,0596	*
d_MZDA	-0,029595	1,359980	-0,0218	0,9832	
PD	-0,000034	0,000071	-0,4793	0,6463	
DOT_1	0,000136	0,000055	2,4890	0,0417	**
d_DKM	-0,000517	0,001433	-0,3605	0,7291	
d_KPU	-0,000043	0,000034	-1,2720	0,2441	
d_PACHT	0,001716	0,001236	1,3890	0,2076	

Zdroj: Software Gretl

Model č. 3:

$$\beta_t y_{1t} = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_7 x_{7t-1} + \gamma_{10} x_{10t} + \gamma_{11} x_{11t} + u_{1t}$$

**Tabulka 6-2: Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)- závisle proměnná: Tržní cena**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	Statistická významnost parametru
Const	5,291290	0,573544	9,2260	0,0000	***
DOT_1	0,000131	0,000047	2,8150	0,0183	**
d_KPU	-0,000055	0,000023	-2,4350	0,0352	**
d_PACHT	0,001514	0,000806	1,8780	0,0899	*

*Zdroj: Software Gretl*

V modelu č. 1 vychází koeficient determinace 0,4002, což vyjadřuje, že tržní cena zemědělské půdy je závislá z 40% na změně predeterminovaných (nezávislých) proměnných. Model č. 1 není vhodný pro výklad a predikci vývoje tržní ceny půdy, protože jednotlivé nezávislé proměnné nejsou statisticky významné a nemají vliv na vývoj závislé proměnné, tedy tržní ceny zemědělské půdy. Přidáním zpožděné proměnné dotace (DOT\_1) se model zlepšil a dotace předchozího roku již jsou statisticky významné pro vývoj tržní ceny. V modelu č. 2 vychází koeficient determinace 0,5536 a tedy z 55,4% je tržní cena závislá na změně predeterminovaných proměnných.

Postupným vynecháním irelevantních proměnných v modelu byl sestaven model č. 3, který obsahuje pouze statisticky významné nezávislé proměnné. Statisticky významné pro vývoj tržní ceny zemědělské půdy byly shledány proměnné první diference ukončené komplexní pozemkové úpravy (d\_KPU), první diference předepsané pachtovné ze souhrnného zemědělského účtu (d\_PACHT) a přijaté dotace na výrobu v předchozím roku (DOT\_1). Tržní cena je závislá na změně predeterminovaných proměnných z 62,2%.

**Tabulka 6-3. Výsledné hodnoty koeficientů determinace modelů 1,2,3**

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
Koeficient determinace	0,400156	0,553560	0,622051
Adjustovaný koeficient determinace	-0,299661	0,170897	0,496068

*Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování*

Vztah mezi proměnnými neboli intenzitu závislosti mezi endogenní a exogenní proměnou nám udává koeficient determinace  $R^2$ , je ve statistice ze softwaru Gretl označený jako „Koeficient determinace“. Pokud srovnáme výsledné hodnoty koeficientu jednotlivých výsledných modelů, tabulka č. 6-4, můžeme konstatovat, že největší závislost mezi proměnnými je v modelu č. 3. Tržní cena zemědělské půdy je v tomto modelu závislá z 62,2% na změně predeterminovaných proměnných. Úplné výstupy jednotlivých modelů ze softwaru Gretl jsou uvedeny v příloze č. 3,4,5.

#### **Ekonomická verifikace modelu vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na cenu zemědělské půdy:**

V této části verifikace ekonometrického modelu se posuzuje směr a intenzita působení vysvětlujících proměnnou na vysvětlovanou proměnnou. Porovnávají se zde předpokládané ekonomické vztahy mezi proměnnými s výslednými hodnotami parametrů proměnných.

Z porovnání výsledných modelů vyplývá model č. 3 nejlepší pro popis vlivů vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou. Vypočítané parametry proměnných dotace v minulém roce, meziroční změna plochy provedených komplexních pozemkových úprav a meziroční změna pachtovného ze souhrnného zemědělského účtu jsou statisticky významné a výsledný koeficient determinace 62,2% je největší ze všech tří modelů. Ostatní uvažované vysvětlující proměnné byly shledány jako irelevantní pro popis vlivu na tržní cenu zemědělské půdy.

Následná ekonomická verifikace bude proto provedena pouze pro model č. 3.

Model č. 3:

$$y_{1t} = 5,291x_{1t} + 0,00013x_{7t-1} - 0,00006x_{10t} + 0,0015x_{11t} + u_{1t}$$

- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste úroveň dotací na výrobu v zemědělském odvětví v minulém období o 1 mil. Kč, zvýší se cena zemědělské půdy o 0,00013 Kč za m<sup>2</sup>. **Ekonomický předpoklad je zde verifikován.** *Zvýšení úrovně dotací vyvolá zvýšenou poptávku po půdě a tím zvýší cenu půdy. Intenzita působení faktoru přijaté dotace na výrobu v minulém roce na tržní cenu zemědělské půdy je velmi malá.*
- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste meziroční změna plochy ukončených pozemkových úprav o 1 ha, sníží se cena půdy o 0,00006 Kč za m<sup>2</sup>. **Ekonomický předpoklad není verifikován.** *Provedené pozemkové úpravy by měly zvýšit tržní cenu půdy zvýšenou poptávkou o pozemky, které jsou lépe uspořádány a lokalizovány k přístupovým cestám. Intenzita působení je blízka nule.*
- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste meziroční změna nájemného – pachtovného v souhrnném zemědělském účtu o 1 mil. Kč, zvýší se tržní cena zemědělské půdy o 0,0015 Kč. **Ekonomický předpoklad je zde verifikován.** *Zvýšení nájemného za pronajatou půdu zvýší zájem zemědělských podniků hospodařit na pozemcích v jejich vlastnictví. Intenzita působení meziroční změny pachtovného velmi nízká.*

### Ekonometrická verifikace:

K testování požadovaných předpokladů se využívá test autokorelace reziduí, test multikolinearity mezi proměnnými, test homoskedasticity modelu a test normality reziduí.

Test heteroskedasticity (Whitův test):

H<sub>0</sub>: homoskedasticita

H<sub>A</sub>: je zde heteroskedasticita

Tabulka 6-4: Breusch-Paganův test heteroskedasticity

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
p-hodnota	0,605738	0,740215	0,343717
	>	>	>

hladina významnosti- $\alpha$ 0,05	0,050000	0,050000	0,050000
------------------------------------	----------	----------	----------

Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování

Vypočítané p-hodnoty pomocí Breuch-Paganovým testem jsou větší než zvolená hladina významnosti  $\alpha=0,05$ . Nulovou hypotézu nelze zamítnout. V modelu není přítomná heteroskedasticita a rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný.

### Test normality reziduí:

H0: chyby jsou normálně rozdělené

HA: non H0

Tabulka 6-5: Test normality reziduí

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
p-hodnota	0,942420	0,730377	0,649671
	>	>	>
hladina významnosti- $\alpha$ 0,05	0,050000	0,050000	0,050000

Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování

Vypočítané p-hodnoty jsou větší než zvolená hladina významnosti  $\alpha=0,05$  nelze proto zamítnout nulovou hypotézu H0. Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení.

### Test autokorelace (Breush-Godfreyův test):

H0: Nepřítomnost autokorelace reziduí

HA: non H0

Tabulka 6-6: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
p-hodnota	0,501600	0,452281	0,347045
	>	>	>
hladina významnosti- $\alpha$ 0,05	0,050000	0,050000	0,050000

Zdroj: Software Gretl-vlastní zpracování

Výsledné p-hodnoty jsou větší než  $\alpha=0,05$  a nulovou hypotézu nemůžeme zamítnout. Breuch-Godfreyovým testem bylo dokázáno, že jednotlivá pozorování spolu nekorelují.

## 7 Výsledky a diskuze

Z literární rešerše vyplynul podstatný problém pro analyzování závislosti tržní ceny zemědělské půdy na jednotlivých faktorech. Dostupné zdroje informací o tržní ceně zemědělské půdy mezi sebou vykazují značné odlišnosti způsobené rozdílnou metodikou sběru dat. Chybí zde ucelená časová řada dat za období 1998 – 2012 a výsledky analýz jsou tak závislé na zvoleném zdroji dat.

### A. Dostupná data o tržní ceně zemědělské půdy dle ČSÚ, ÚZEI, PGRLF:

- bylo zjištěno, že metodika, kterou využívá ČSÚ- vychází z údajů o cenách pozemků převzaté z Ministerstva financí ČR. Zdrojem dat jsou tedy přiznání k dani z převodu nemovitostí v daném roce, které jsou povinni podávat vlastníci (prodejci) nemovitostí místně příslušným finančním úřadům. Data o tržní ceně půdy byla prezentována za období 2004-2012. Ceny se pohybovaly v rozmezí od 4,50 do 5,90 Kč/m<sup>2</sup>. V porovnání s ostatními zdroji byly tyto hodnoty velmi nízké. Z toho vyplývá, že předmětem šetření byly všechny kupní nebo převodní smlouvy, tedy i smlouvy o prodeji státní půdy. To mohlo mít pravděpodobně za následek nižších ceny než u dat, které prezentovaly výše zmíněné instituce (ÚZEI, PGRLF). Tedy lze konstatovat, že ČSÚ zahrnovala v rámci prezentovaných dat i data vyplývající z prodeje státní půdy.
- ÚZEI vycházela při sledování dat v období 1993-2007 z tržních cen, které získával z kupních smluv ve vybraném souboru 24 katastrálních pracovišť. Data byla tříděna podle velikosti převáděných pozemků do kategorií o velikosti do 1 hektaru, od 1 do 5ha a pozemky nad 5 ha. Pozemky nad 5 ha byly z 85% následně využity pro zemědělskou produkci. Ceny podle výměry jsou značně rozdílné. Průměrná cena pozemků do 1 ha byla ve sledovaném období 92,6Kč/m<sup>2</sup> a u pozemků nad 5 ha byla evidována průměrná cena 4,3 Kč/m<sup>2</sup>. Z pohledu trhu se zemědělskou půdou, která je určená pro zemědělskou produkci je vhodné použít ceny pozemků nad 5ha, kde se toto využití předpokládá.  
Od roku 2008 ÚZEI zcela změnilo metodiku sběrů dat, získává data z 5 vybraných okresů, kde pečlivě vybírá smlouvy o převodu půdy. Upřednostňují se pozemky



s větší výměrou, které budou využity pro zemědělskou produkci. Vzhledem k této skutečnosti nejsou data z předchozího šetření kompatibilní.

- Další data, které sledoval PGRLF byly získány z poskytnutých dotací na nákup nestátní půdy. Od roku 2004 do roku 2011 byly realizovány dva různé programy. Program „Půda“ a „Podpora nákupu půdy“ v rámci nichž byly poskytnuty dotace na úroky z dlouhodobých úvěrů. V roce 2012 tyto dotace nebyly realizovány. Příjemce dotací mohli být pouze žadatelé, kteří jsou zemědělskými podnikateli a spadají do kategorie malých a středních podniků. Prodej půdy uskutečněné s dotačními programy PGRLF představuje ročně průměrně pouze 5,6% objemu celkového prodeje půdy a z výběru zcela vylučuje nákup půdy jako investici pro soukromé investory.

Ukazuje se, že **instituce (ÚZEI, ČSÚ, PGRLF), které sledují tržní ceny půdy, využívají nejednotnou metodiku a důsledkem této situace jsou data ze tří různých zdrojů, které mezi sebou vykazují značné rozdíly.** Lze tedy konstatovat, že výsledky analýzy vývoje tržní ceny závisí na výběru využitého zdroje dat. Rozdíly v datech, které zveřejňují výše uvedené instituce, jsou značně významné (např. tab. č. 4-6, kap. 4-2, str. 29).

**Cílem praktické části práce** bylo analyzovat vybrané **ekonomické faktory** (*hrubý domácí produkt, hrubý měsíční příjem na obyvatele v národním hospodářství ČR, hospodářská situace v zemědělství (zemědělský podnikatelský důchod ze souhrnného zemědělského účtu), výše pachtovného v ČR, dotační politika v zemědělství*) a **technické faktory** (*pozemkové úpravy, digitalizace katastrálních map*) ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy v České republice od roku 1998 do roku 2012. V rámci této práce bylo pracováno s cenami parcel nad 5 ha šetřené ÚZEI (dříve VÚZI) do roku 2003. A dále s daty Českého statistického úřadu, který byl zvolen pro jeho ucelenou časovou řadu dat od roku 2004 do 2012. Dalším důvodem bylo, že data obsahují z přiznání daně z převodu nemovitostí z celé ČR. Všechna data uvedená v této diplomové práci byla zveřejněná v situační a výhledové zprávě „Půda“ 2006, 2009 a 2012. V rámci provedené analýzy bylo zjištěno následující:

## **B. Ekonomické faktory ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy**

Z uvedené analýzy (kap. č. 5), která sledovala vliv jednotlivých faktorů na tržní cenu, byly využité základní analytické, lineární a kvadratické funkce. Podle koeficientu determinace, který uvádí těsnost závislosti mezi proměnnými, byla zvolena vhodnější funkce pro popis závislosti.

### **B. 1. HDP- hrubý domácí produkt**

Ze sledovaných dat vyplývá, že mezi zkoumanými proměnnými se jedná o přímou lineární závislost tržní ceny zemědělské půdy na HDP v České republice. Při zvyšujícím se HDP se tržní cena zemědělské půdy zvyšuje od jejího minima 3,61 Kč za m<sup>2</sup> s každým zvýšením HDP o 1 mil. Kč o 0,000004 Kč za m<sup>2</sup> za jinak stejných podmínek. Tržní cena zemědělské půdy je závislá pouze z 10,9% na HDP. Lze tedy konstatovat, že hrubý domácí produkt může mít vliv jako jeden z ekonomických faktorů na výši ceny půdy. V rámci sledované analýzy se však tento předpoklad nepotvrdil, ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

### **B. 2. Průměrná hrubá měsíční mzda v ČR**

Dalším ekonomickým faktorem, který může mít vliv na cenu půdy je průměrná hrubá měsíční mzda v ČR. Mezi faktory tržní cena a mzda se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšující se průměrnou měsíční mzdou o jednotku Kč se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,06 Kč za m<sup>2</sup> za jinak nezměněných podmínek. Tržní cena zemědělské půdy je závislá pouze ze 14,5% na průměrné výši hrubé měsíční mzdy. V rámci sledované analýzy se však tento předpoklad nepotvrdil. Ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

### **B. 3. Podnikatelský důchod ( ze souhrnného zemědělského účtu)**

Další předpokládaný vliv může mít dosažený podnikatelský důchod zaznamenaný v souhrnném zemědělském účtu. Mezi faktory tržní cena a podnikatelský důchod ze souhrnného zemědělského účtu se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšujícím se podnikatelským důchodem o 1 mil. Kč se zvýší tržní cena o 0,00002 Kč za m<sup>2</sup>. Výpočet

byl proveden pomocí lineární funkce, která popisuje těsnost závislosti podnikatelského důchodu v zemědělství pouze ze 3,2% na tržní ceně půdy. V rámci sledované analýzy se však tento předpoklad nepotvrdil. Ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

#### **B. 4. Pachtovné za zemědělskou půdu**

Dalším možným faktorem, který ovlivňuje cenu půdy, je pacht. Byl analyzován vliv výše pachtovného fyzických i právnických osob a celkové zaplacené pachtovné uvedené v souhrnném zemědělském účtu. Největší těsnost závislosti tržní ceny půdy vykazuje celkové pachtovné ze SZÚ. Mezi faktory tržní cena a zaplacené pachtovné ze SZÚ se jedná o přímou závislost, kdy se zvyšujícím se pachtovným o 1 mil. Kč se zvýší tržní cena o 0,00033 Kč za m<sup>2</sup>. Výpočet byl proveden pomocí lineární funkce, která popisuje těsnost závislosti zaplaceného pachtovného (SZÚ) pouze ze 13,6% na tržní ceně půdy. V rámci sledované analýzy se však předpoklad vlivu nepotvrdil. Ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

#### **B. 5. Dotace na výrobu ze souhrnného zemědělského účtu a SAPS**

Dotace jsou další proměnnou, u které se předpokládá vliv na tržní cenu půdy. Pro popis závislosti mezi tržní cenou a dotacemi ze SZÚ měla lepší vyrovnávací charakteristiku kvadratická funkce. Závislá proměnná je v tomto případě vysvětlena z 18% pomocí vysvětlující proměnné ostatní dotace na výrobu. Čím vyšší jsou přijaté dotace, tím tržní cena zemědělské půdy nejdříve klesá až do jejího minima- při objemu 11766 mil. Kč je tržní cena 4,54 Kč za m<sup>2</sup>- a poté roste. Mezi proměnnou jednotná platba na plochu a vysvětlovanou proměnnou tržní cena půdy je přímá lineární závislost. Zvýšením dotací SAPS o 1000 Kč na ha se tržní cena zemědělské půdy zvýší o 0,17Kč. Těsnost závislosti je zde vyjádřena z 13,3%. Nebyla prokázána statistická významnost parametrů. Předpoklad vlivu na tržní cenu půdy se nepotvrdil.

## **C. Technické faktory ovlivňující tržní cenu zemědělské půdy**

### **C. 1. Pozemkové úpravy**

Patří mezi předpokládané faktory, které mohou ovlivňovat výši tržní cenu půdy. Mezi faktory tržní cena a plochou provedených pozemkových úprav se jedná o přímou lineární závislost, kdy se zvyšující plochou provedených komplexních pozemkových úprav o 10 000 hektarů se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,012 Kč za m<sup>2</sup>. Tržní cena je závislá pouze z 8,2% na provedených pozemkových úpravách. V rámci sledované analýzy se však předpoklad vlivu nepotvrdil, ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

### **C. 2. Digitalizace katastrálních map**

Z analyzovaných dat vyplývá, že mezi faktory tržní cena a počtem katastrálních území s digitální mapou se jedná o přímou lineární závislost, kdy se zvyšujícím se počtem KÚ s digitalizovanými mapami o 1 000 kusů se zvyšuje tržní cena zemědělské půdy o 0,07 Kč za m<sup>2</sup>. Závislá proměnná je vysvětlena pouze z 3,7% pomocí počtu zpracovaných katastrálních území s digitální mapou bez zjednodušené evidence a v rámci sledované analýzy se předpoklad vlivu nepotvrdil. Ukazuje se, že tento faktor není statisticky signifikantní.

### **Shrnutí k B. a C.:**

Podle souhrnných výsledků uvedených v tabulce č.7-1, je patrné, že vliv nezávislých jednotlivých faktorů na tržní cenu zemědělské půdy je velmi nízký. Těsnost závislosti se pohybuje v rozmezí od 3,2% do 18% kdy největší vliv byl zjištěn u proměnné dotace na výrobu. Analyzované faktory nejsou statisticky významné proměnné, což platí jak pro ekonomické faktory, tak i pro faktory technické.

**Tabulka 7-1: Popis závislosti mezi jednotlivými faktory a tržní cenou půdy pomocí základních analytických funkcí**

	Koeficient determinace	Trendová funkce	Statistická významnost parametru		
			* $\alpha=0,1$	** $\alpha=0,05$	*** $\alpha=0,01$
HDP	0,109	$y = 3,61 + 0,000004x$			
MZDA	0,146	$y = 3,85 + 0,0614x$			
PD	0,031	$y = 4,86 + 0,000021x$			
PACHT	0,136	$y = 4,02 + 0,000327x$			
DOT	0,180	$y = 5,05 - 0,00087x + 0,00000004x^2$			
SAPS	0,133	$y = 4,62 + 0,000172x$			
KPU	0,082	$y = 4,63 + 0,00001x$			
DKM	0,037	$y = 4,66 + 0,0007x$			

*Zdroj: vlastní zpracování*

#### **D. Výsledky zpracovaného ekonometrického modelu vlivu vybraných ekonomických a technických faktorů na cenu zemědělské půdy.**

Všechny vybrané faktory byly dále použity pro sestavení jednorovnicového ekonometrického modelu vypočítaného metodou nejmenších čtverců pomocí softwaru GRETL (kap. 6.). Vzhledem k vyskytující se silné nežádoucí multikolinearitě mezi proměnnými byly časové řady (HDP, MZDA, PACHT) vyjádřeny ve formě postupných diferencí tak, aby splňovaly statistické požadavky. Proměnná SAPS byla vynechána, vykazovala velkou korelaci s proměnnou dotace na výrobu. Shodné řešení bylo třeba provést i s proměnnými nájem fyzických osob a nájem právnických osob, které korelovaly s proměnnou PACHT. Po formulaci ekonomických předpokladů byl vypočítán model z faktorů, které mezi sebou nevykazovaly vysokou korelaci. Ekonometrický model obsahující všechny proměnné však neměl statisticky významný ani jeden parametr. Postupným vynecháním proměnných a zařazením zpožděné proměnné dotace na výrobu byl vypočítán model obsahující všechny statisticky významné parametry, což je model č. 3. (str. 72. – 73). Shoda odhadnutého modelu s daty podle korelačního koeficientu je 62%. Vývoj tržní ceny zemědělské půdy je ze 62% vysvětlen pomocí vysvětlujících proměnných. Tyto parametry proměnných jsou: dotace na výrobu (ze souhrnného zemědělského účtu) v minulém roce (DOT-1), první diference

komplexní pozemkové úpravy (d\_KPU), první diference zaplaceného pachtovného (ze souhrnného zemědělského účtu)- (d\_PACHT).

**Tabulka 7-2: Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)- závisle proměnná: Tržní cena**

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	Statistická významnost parametru
Const	5,291290	0,573544	9,2260	0,0000	***
DOT_1-(x <sub>7t-1</sub> )	0,000131	0,000047	2,8150	0,0183	**
d_KPU-( x <sub>10t</sub> )	-0,000055	0,000023	-2,4350	0,0352	**
d_PACHT- (x <sub>11t</sub> )	0,001514	0,000806	1,8780	0,0899	*

*Zdroj: Software Gretl*

**Získaný ekonometrický model byl ekonomicky, statisticky a ekonometricky verifikován.**

**Předpokládané ekonomické vztahy byly verifikovány či zamítnuty pomocí získaného modelu č. 3, který obsahuje pouze statisticky významné parametry pro popis závislosti vysvětlované na vysvětlujících proměnných.**

**Výsledný model č.3 (viz. tab. 7-2: Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)- závisle proměnná: Tržní cena):**

$$y_{1t} = 5,291x_{1t} + 0,00013x_{7t-1} - 0,00006x_{10t} + 0,0015x_{11t} + u_{1t}$$

***Ekonometrický předpoklad: Pokud vzroste úroveň dotací, zvýší se cena zemědělské půdy***

- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste úroveň dotací na výrobu v zemědělském odvětví v minulém období o 1 mil. Kč, zvýší se cena zemědělské půdy o 0,00013 Kč za m<sup>2</sup>. ***Ekonometrický předpoklad je zde verifikován (viz. tab.č 7-2).*** Zvýšení úrovně dotací vyvolá zvýšenou poptávku po půdě a tím zvýší cenu půdy. *Intenzita působení faktoru přijaté dotace na výrobu v minulém roce na tržní cenu zemědělské půdy je velmi malá.*

***Ekonometrický předpoklad: Při větší ploše provedených komplexních úprav se zvýší poptávka a cena půdy.***

- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste meziroční změna plochy ukončených pozemkových úprav o 1 ha, sníží se cena půdy o 0,00006 Kč za m<sup>2</sup>. ***Tento ekonomický předpoklad není verifikován (viz. tab. č. 7-2). Provedené pozemkové úpravy by měly zvýšit tržní cenu půdy zvýšenou poptávkou o pozemky, které jsou lépe uspořádány a lokalizovány k přístupovým cestám. Intenzita působení je blízká.***

***Ekonomický předpoklad: Pokud vzroste nájemné za pronajatou půdu, zvýší se tržní cena zemědělské půdy***

- Pokud, za jinak stejných podmínek, vzroste meziroční změna nájemného – pachtovného v souhrnném zemědělském účtu o 1 mil. Kč, zvýší se tržní cena zemědělské půdy o 0,0015 Kč. ***Ekonomický předpoklad je zde verifikován. Zvýšení nájemného za pronajatou půdu zvýší zájem zemědělských podniků hospodařit na pozemcích v jejich vlastnictví. Intenzita působení meziroční změny pachtovného je velmi nízká.***

### **Diskuze:**

Ukazuje se, že sledované vybrané ekonomické (hrubý domácí produkt, hrubý měsíční na obyvatele v národním hospodářství ČR, hospodářská situace v zemědělství (zemědělský podnikatelský důchod ze souhrnného zemědělského účtu), výše pachtovného v ČR, dotační politika v zemědělství) a technické (pozemkové úpravy, digitalizace katastrálních map) faktory nemají statisticky signifikantní vliv na tržní cenu zemědělské půdy v rámci provedené analýzy.

Tato zjištění jsou v rozporu s tvrzením Němce (2001, 2004), který předpokládá, že tržní cenu zemědělské půdy lze ovlivnit zlepšením hospodářské situace v zemědělství, pozemkovými úpravami a odstraněním zjednodušené evidence v katastru nemovitostí, neboli digitalizací katastrálních map. Všechny tyto veličiny se ukázaly v rámci provedené analýzy jako velmi málo ovlivňující vývoj tržní ceny zemědělské půdy v ČR. Je tedy možné, že vývoj tržní ceny ovlivňují jiné faktory než sledované ekonomické a technické. Lze tedy předpokládat, že, jak tvrdí Němec (2001, 2004), významnou roli ve vývoji tržní

ceny zemědělské půdy mohou hrát subjektivní parametry jako je pocit hodnoty vlastnictví půdy, výhodná investice do nákupu půdy apod.



## 8 Závěr práce

Problematika tržní ceny zemědělské půdy je v České republice velmi důležitá vzhledem k významu zemědělské produkce, soběstačnosti v potravinách a ochraně zemědělského půdního fondu. Je možné konstatovat i skutečnost, že v České republice je výrazně větší procento pronajaté zemědělské půdy než ve starých členských zemích Evropské unie. (Situační a výhledová zpráva Půda 2012). To evokuje otázku, proč k tomuto trendu dochází, a zda tato skutečnost nevyplývá z finanční nerentabilnosti z vlastnictví zemědělské půdy.

Diplomová práce se zabývala nejen problematikou půdního fondu v České republice s důrazem na bonitu a oceňování zemědělské půdy v kontextu vývoje pozemkových evidencí jako důležitým aspektem tohoto procesu, ale i dalším důležitým atributem, který byl v této práci popsán v rámci sledované problematiky- trhem se zemědělskou půdou v České republice s důrazem na vývoj tržních cen. Byla provedena komparace tržních cen zemědělské půdy v České republice a v Evropské unii. Ukazují se výrazné rozdíly v tržní ceně zemědělské půdy, kdy Česká republika patří mezi státy s nejnižší cenou zemědělské půdy. Z provedené komparace lze konstatovat, že trend ve starých členských státech EU vzhledem k tržní ceně zemědělské půdy měl v období 2000-2008 vzrůstající charakter. Dá se předpokládat, že i v České republice může být investice do zemědělské půdy z dlouhodobého hlediska dobrou investicí.

Rozvoj trhu se zemědělskou půdou v ČR ovlivnily zejména následující faktory: zahájení prodeje státní půdy (rok 1999), uzákonění dotační politiky ČR (rok 1997) a start evropského dotačního programu SAPARD (rok 1999). Během dvou let z téměř nulového objemu prodané půdy v roce 2001 dosáhl trh v roce 2003 svého historického maxima 160tis.ha prodané zemědělské půdy. Od roku 2003 do roku 2008 trh osciloval okolo průměrné hodnoty 140 tis. ha a od roku 2009 stagnuje na úrovni cca 110 tis. ha zobchodované zemědělské půdy ročně. Od roku 2004 po vstupu ČR do EU mají na trh s půdou stále vliv dotace z evropských fondů, dotace státu (např. PGRLF, LFA), přičemž podíl státní půdy na objemech zobchodované půdy klesá.

V rámci provedené analýzy v této diplomové práci bylo zjištěno, že sledované vybrané **ekonomické faktory** (*hrubý domácí produkt, hrubá měsíční mzda v ČR, hospodářská situace v zemědělství (zemědělský podnikatelský důchod ze souhrnného zemědělského účtu), výše pachtovného v ČR, dotační politika v zemědělství*) a **technické faktory** (*pozemkové úpravy, digitalizace katastrálních map*) **jednotlivě** ovlivňují tržní cenu zemědělské půdy v České republice pouze ve velmi malé intenzitě. Nebyla zjištěna statistická významnost jednotlivých faktorů na vývoj tržní ceny zemědělské půdy. Ve zpracovaném ekonometrickém modelu kap. 6 str. 76 – 77 bylo zjištěno, že významné veličiny pro modelování vývoje tržní ceny zemědělské půdy, jsou dotace do výroby (SZÚ) v předchozím roce, meziroční změna provedených komplexních pozemkových úprav a meziroční změna zaplaceného pachtovného (SZÚ).

Provedená analýza vývoje a závislosti tržní ceny zemědělské půdy na vybraných faktorech upozorňuje na skutečnost, že výchozí shromažďovaná data oficiálními institucemi nemají jednotnou metodiku sběru a vykazují značné rozdíly. Následkem toho je zde předpoklad, že provedené analýzy mohou mít velmi rozdílné výsledky v rámci toho, která data, kterých institucí zvolí. Ukazuje se tedy nutnost zabývat se otázkou jednotné metodiky sběru dat o vývoji tržní ceny zemědělské půdy v České republice a určení subjektu (instituce), který tato data bude shromažďovat a zveřejňovat.

## 9 Seznam použité literatury

**ABEL, Andrew B. a BERNANKE, Ben S. 2005.** *Macroeconomics*. Taunton : Pearson Education, Inc, 2005. ISBN 0-321-22333-0.

**ALEKNAVIČIUS, Marius; 2011.** Determinants of Agricultural Land Prices at Macro Level. *a.ebscohost.com.infozdroje.czu*. [Online] 2. 12 2011. [Citace: 2. 4 2014.] <http://web.a.ebscohost.com.infozdroje.czu.cz>. ISSN 5(2):385-390.

**BAREŠOVÁ, Eva. 2011.** Nabývání nemovitostí v české republice cizinci. *Pravní radce ihned*. [Online] 29. 9 2011. [Citace: 2. 4 2014.] [http://pravniradce.ihned.cz/index.php?p=F00000\\_d&&article\[id\]=53042070i](http://pravniradce.ihned.cz/index.php?p=F00000_d&&article[id]=53042070i).

**BEČVÁŘOVÁ, Věra. 2001.** *Zemědělská politika*. Brno : Zemědělská a lesnická univerzita, 2001. ISBN 80-7157-514-3.

**BIL, Jaroslav, NĚMEC, Daniel a POSPÍŠIL, Martin. 2009.** Gretl-uživatelská příručka. [Online] 2009. [Citace: 3. 10 2014.]

**BRČÁK, Josef a SEKERKA, Bohuslav. 2010.** *Makroekonomie*. Plzeň : Aleš Čeněk s.r.o., 2010. ISBN 978-80-7380-245-5.

**BRČÁK, Josef a SEKERKA, Bohuslav 2010.** *Mikroekonomie*. Plzeň : Aleš Čeněk, s.r.o., 2010. ISBN 978-80-7380-280-6.

**BUKOVSKÝ, Jiří, ČERMÁK, Pavel a FIALA, Přemysl. 2012.** *Půda 2012: Situační a výhledová zpráva*. Praha : MZe, 2012. str. 100. ISBN 879-80-7434-088-8.

**BUMBA, Jan. 2007.** *České katastry od 11. do 21. století*. Praha : Grada Publishing, a.s, 2007. str. 190. ISBN 978-80-247-2318-1.

**ČECHURA, Lukáš, a další. 2009.** *Cvičení z ekonometrie*. Praha : Česká zemědělská univerzita, 2009. ISBN 978-80-213-1976-9.

**ČSÚ. 2010.** Analýza zemědělství na základě souhrnného zemědělského účtu. *czso.cz*. [Online] 2. 6 2010. [Citace: 20. 6 2014.]

<http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/p/2134-10>.

**ČSÚ. 2014.** Český statistický úřad. *Český statistický úřad: Statistiky*. [Online] Český statistický úřad, 5. 9 2014. [Citace: 17. 11 2014.]

[http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/pmz\\_m](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/pmz_m).

**ČÚZK. 2013.** Stručná historie pozemkových evidencí. *Český úřad zeměměřický a katastrální*. [Online] ČÚZK, 2013. [Citace: 17. 9 2014.] <http://www.cuzk.cz/Katastr-nemovitosti/O-katastru-nemovitosti/Historie-pozemkovych-evidenci.aspx>.

**data.worldbank.org. 2014.** worldbank.org. <http://www.worldbank.org/>. [Online] The world bank groupe, 2014. [Citace: 19. 5 2014.]

<http://data.worldbank.org/indicator/NV.AGR.TOTL.ZS/>.

**Destatis.de. 2014.** destatis.de/EN/FactsFigures/NationalEconomyEnvironment/Prices. <http://www.destatis.de>. [Online] Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, 2014. [Citace: 27. 5 2014.]

<https://www.destatis.de/EN/FactsFigures/NationalEconomyEnvironment/Prices/ConstructionPricesRealPropertyPrices/Tables/PurchaseValueTypesBuildingLand.html>.

**ELIÁŠ, Karel. 2013.** iPrávnick. *ipravnik*. [Online] Nakladatelství C. H. Beck s.r.o, 15. 10 2013. [Citace: 28. 6 2014.] [http://www.ipravnik.cz/cz/clanky/art\\_8627/pacht.aspx](http://www.ipravnik.cz/cz/clanky/art_8627/pacht.aspx).

**EU. 2004.** Přejídná období, derogace / Česká republika. *Evropská komise/Česká republika/Zdroje informací*. [Online] 1. 5 2004. [Citace: 22. 3 2014.]

[http://ec.europa.eu/ceskarepublika/information/publications/art2100\\_cs.htm](http://ec.europa.eu/ceskarepublika/information/publications/art2100_cs.htm).

**EUR-Lex. 2004.** Nařízení Evropského parlamentu a Rady (ES) č. 138/2004 ze dne 5. prosince 2003 o souhrnném zemědělském účtu ve SpolečenstvíText s významem pro EHP. <http://eur-lex.europa.eu/>. [Online] 5. 2 2004. [Citace: 6. 20 2014.] <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/?qid=1403347609245&uri=CELEX:32004R0138>.

**European Environment Agency. 2010.** Land in Europe: prices, taxes and use patterns. *eea.europa.eu*. [Online] 2010. [Citace: 20. 8 2014.]

<http://www.eea.europa.eu/publications/land-in-europe>. ISBN 978-92-9213-094-7.

**FARMY.CZ. 2014.** [www.farmy.cz/cena-pudy/](http://www.farmy.cz/cena-pudy/). *www.farmy.cz*. [Online] 9 2014.

[Citace: 27. 10 2014.]

<http://www.farmy.cz/dokumenty/ZPRAVA%20o%20trhu%20s%20pudou%20FARMY%20CZ%20zari%202014+.pdf>.

**HORSKÁ, Hana a SPĚŠNÁ, Daniela. 1995.** *Signály změn sociálního postavení zemědělců*. Praha : Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 1995. ISBN 9788085898330.

**JACKO, Karel. 2011.** *Příspěvek k vývoji systému hodnocení zemědělských*. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze , 2011. str. 175.

**Kolektiv ČÚZK. 2014.** Výroční zpráva 2013. *www.cuzk.cz*. [Online] Český úřad zeměměřický a katastrální, 2014. [Citace: 19. 8 2014.]

<http://www.cuzk.cz/getattachment/f0bfec28-1d19-492d-abb1-7cd72441749a/2013.aspx>. ISBN 978-80-86918-70-9.

**MARŠÍKOVÁ, Magdalena a MARŠÍK, Zbyněk. 2007.** *Dějiny zeměměřictví a pozemkových úprav v Čechách a na Moravě v kontextu světového vývoje*. Praha : Libri s.r.o., 2007. str. 182. ISBN 978-80-7277-318-6.

**MZe. 2010.** *Pozemkové úpravy*. Bělá pod Bezdězem : MS Polygrafie s.r.o., 2010. ISBN 978-80-7084-944-6.

**NĚMEC, Jiří. 2001.** *Bonitace a oceňování zemědělské půdy České republiky*. Praha : Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha, 2001. str. 257. ISBN 80-85898-90-X.

**NĚMEC, Jiří. 2004.** *Pozemkové právo a trh půdy v České republice*. Praha : Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha, 2004. str. 391. ISBN 80-86671-12-7.

**NĚMEC, Jiří, a další. 2006.** *Půda 2006: Situační a výhledová zpráva*. Praha : Ministerstvo zemědělství České republiky, 2006. ISBN 80-7084-566-X.

**NĚMEC, Jiří, ŠTOLBOVÁ, Marie a VRBOVÁ, Eliška. 2006.** *Cena zemědělské půdy v České republice v letech 1993-2004*. Praha : Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha, 2006. str. 169. ISBN 80-86671-25-9.

**REJFEK, František, DOLEK, Jiří a kolektiv. 1990.** *Bonitace čs. zemědělských půd a směry jejich využití, 5.díl*. Praha : AGRODAT, závod Nové město na Cidlinou, 1990. str. 236.

**SAPARD. 2006.** Státní zemědělský intervenční fond. *www.szif.cz*. [Online] 2006. [Citace: 27. 7 2014.]

[https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa\\_anon%2Fcs%2Fdokumenty\\_ke\\_stazeni%2Fsapard%2F1153463800000%2F1153464009687.pdf](https://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fdokumenty_ke_stazeni%2Fsapard%2F1153463800000%2F1153464009687.pdf).

**STŘELEČEK, František, LOSOSOVÁ, Jana a ZDENĚK, Radek. 2009.** *Vliv dotací na ekonomickou situaci Českých zemědělských podniků*. České Budějovice : Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, 2009. ISBN 978-80-7394-174-1.

**SWINNEN, Johan, a další. 2013.** POSSIBLE EFFECTS ON EU LAND MARKETS OF NEW CAP DIRECT PAYMENTS. *European Parliament*. [Online] 2013. [Citace: 9. 8 2014.] <http://www.europarl.europa.eu/studies>.

**TVRDOŇ, Jiří. 2012.** *Ekonomterie*. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze- Provozně ekonomická fakulta, 2012. ISBN-978-80-213-0819-0.

**ÚZEI. 2012.** Zelená zpráva 2012. *eagri/publikace zemědělství*. [Online] 15. 10 2012. [Citace: 9. 8 2014.]

[http://eagri.cz/public/web/file/291876/Zprava\\_o\\_stavu\\_zemedelstvi\\_CR\\_za\\_rok\\_2012.pdf](http://eagri.cz/public/web/file/291876/Zprava_o_stavu_zemedelstvi_CR_za_rok_2012.pdf).

**VALACH, Josef. 2005.** *Investiční rozhodování a dlouhodobé financování*. Praha : Ekopress, 2005. ISBN 80-8692-90-19.

**VILHELM, Václav. 2012.** Aktuální situace na trhu s půdou.

<http://www.istro.cz/soub/prednasky/>. [Online] 2. 26 2012. [Citace: 25. 10 2014.]

<http://www.istro.cz/soub/prednasky/Vilhelm.pdf>.

**VOMASTEK, Petr. 2014.** Investiční web. *Investiční web*. [Online] Investicniweb.cz,

2014. [Citace: 4. 6 2014.] <http://www.investicniweb.cz/2013/9/6/investicni-hit-pristich-deseti-let-zemedelska-puda/>.

**VÚGTK. 2010.** vugtk: gis a katastr nemovitosti. *www.vugtk.cz*. [Online] VÚGTK, 19. 2

2010. [Citace: 19. 8 2014.] <http://www.vugtk.cz/gis/info/digitalizace.html>.

**Vyhláška č. 441/2013 Sb. §6, odst.2. 2014.** Fulsoft-Zákony, judikatura a literatura.

*www.fulsoft.cz*. [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství, spol. s r. o, 2014. [Citace: 2. 9

2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/441-2013-sb-vyhlaska-k-provedeni-zakona-o-ocenovani-majetku-ocenovaci-vyhlaska-uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTs2j6SxxLnfDKMSQL2SL3DoCD-](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/441-2013-sb-vyhlaska-k-provedeni-zakona-o-ocenovani-majetku-ocenovaci-vyhlaska-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTs2j6SxxLnfDKMSQL2SL3DoCD-vMUnwPlw/?query=3%2F2008&serp=1#ctx=p6)

[vMUnwPlw/?query=3%2F2008&serp=1#ctx=p6](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/441-2013-sb-vyhlaska-k-provedeni-zakona-o-ocenovani-majetku-ocenovaci-vyhlaska-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTs2j6SxxLnfDKMSQL2SL3DoCD-vMUnwPlw/?query=3%2F2008&serp=1#ctx=p6).

**Zákon č. 219/1995, Sb. 2013.** Fulsoft-Zákony, judikatura a literatura 2014.

<http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz>. [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství spol. s

r. o., 1. 11 2013. [Citace: 2. 4 2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=1)

[1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=1)

[uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=1)

[vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=1)

[1.](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-ucinnem-k-1-11-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTulG-GM4rDtvkVrvgoSUAfwCD-vMUnwPlw/?query=z.+%E8.+219%2F1995+Sb.%2C+devizov%FD+z%E1kon&serp=1)

**Zákon č. 229/1991, Sb. 2014.** Fulsoft-zákony, judikatura a literatura. *Fulsoft-zákony,*

*judikatura a literatura*. [Online] Verlag Dashofer, 1. 1 2014. [Citace: 28. 6 2014.]

[http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/?uniqueid=OhwOuzC33qe\\_hFd\\_-](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/?uniqueid=OhwOuzC33qe_hFd_-jrpTunXhamyvNI_G753tCCB4pQCD-vMUnwPlw#ctx=c4)

[jrpTunXhamyvNI\\_G753tCCB4pQCD-vMUnwPlw#ctx=c4](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/?uniqueid=OhwOuzC33qe_hFd_-jrpTunXhamyvNI_G753tCCB4pQCD-vMUnwPlw#ctx=c4).

**Zákon č. 354/2004, Sb. 2013.** Fulsoft-Zákony, judikatura a literatura 2014.

*www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz*. [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství spol. s r. o.,

1. 1 2013. [Citace: 2. 4 2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/354-2004-sb-zakon-kterym-se-meni-zakon-c-219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-pozdejsich-predpisu-a-nektere-dalsi-zakony-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2013-uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTp4FeirpAf-vOIkUb1EpRdwCD-vMUnwPlw/](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/354-2004-sb-zakon-kterym-se-meni-zakon-c-219-1995-sb-devizovy-zakon-ve-zneni-pozdejsich-predpisu-a-nektere-dalsi-zakony-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2013-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTp4FeirpAf-vOIkUb1EpRdwCD-vMUnwPlw/).

**Zákon č. 503/2012, Sb. 2014.** Fulsoft- zákony, judikatura a literatura 2014. [www.fulsoft.cz](http://www.fulsoft.cz). [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství spol. s r. o., 1. 1 2014. [Citace: 1. 4 2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/503-2012-sb-zakon-o-statnim-pozemkovem-uradu-a-o-zmene-nekterych-souvisejicich-zakonu-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2014-uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTij1g8H5dwqGpf5Jk1JpowkCD-vMUnwPlw/?query=503%2F2012&serp=1](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/503-2012-sb-zakon-o-statnim-pozemkovem-uradu-a-o-zmene-nekterych-souvisejicich-zakonu-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2014-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTij1g8H5dwqGpf5Jk1JpowkCD-vMUnwPlw/?query=503%2F2012&serp=1).

**Zákon č.139/2002, Sb. 2014.** Fulsoft-Zákony, judikatura a literatura. [www.fulsoft.cz](http://www.fulsoft.cz). [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství, spol. s r. o., 2014. [Citace: 13. 8 2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/139-2002-sb-zakon-o-pozemkovych-upravach-a-pozemkovych-uradech-a-o-zmene-zakona-229-1991-sb-o-uprave-vlastnickych-vztahu-k-pude-a-jinemu-zemedelskemu-majetku-ve-zneni-pozdejsich-uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTukMFW](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/139-2002-sb-zakon-o-pozemkovych-upravach-a-pozemkovych-uradech-a-o-zmene-zakona-229-1991-sb-o-uprave-vlastnickych-vztahu-k-pude-a-jinemu-zemedelskemu-majetku-ve-zneni-pozdejsich-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTukMFW).

**Zákon č.151/1997, Sb. 2014.** Fulsoft-zákony, judikatura a literatura. [www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz). [Online] Verlag Dashöfer, nakladatelství spol. s r. o., 1. 1 2014. [Citace: 7. 5 2014.] [http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/151-1997-sb-zakon-o-ocenovani-majetku-a-o-zmene-nekterych-zakonu-zakon-o-ocenovani-majetku-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2014-uniqueidOhwOuzC33qe\\_hFd\\_-jrpTt2AISA5dynAGOIQwU5W0yECD-vMUnwPlw/?query=151%2F1997&serp=1#ctx=c](http://www.fulsoft.cz.infozdroje.czu.cz/33/151-1997-sb-zakon-o-ocenovani-majetku-a-o-zmene-nekterych-zakonu-zakon-o-ocenovani-majetku-ve-zneni-ucinnem-k-1-1-2014-uniqueidOhwOuzC33qe_hFd_-jrpTt2AISA5dynAGOIQwU5W0yECD-vMUnwPlw/?query=151%2F1997&serp=1#ctx=c).

**Zákon č.344/1992, Sb. § 1 odst.3,písm.a.** *zákon č.344/1992 Sb.,o katastru nemovitostí České republiky ( katastrální zákon ).*

**ZDENĚK, Radek, LOSOSOVÁ, Jana a KOPTA, Daniel. 2012.** *Faktory ovlivňující úroveň pachtovného.* Brno : Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 2012. 978-80-7375-649-9.



## 10 Seznam použitých zkratk

BPEJ	Bonitovaná půdně ekologická jednotka
ČUZK	Český úřad zeměměřičský a katastrální
ČSÚ	Český statistický úřad
DKM	Digitální katastrální mapa
DOT	Ostatní dotace na výrobu ze Souhrnného zemědělského účtu
EU	Evropská unie
Fnaj	Nájemné za pronajatou půdu pro fyzické osoby
HDO	Hrubý domácí produkt
HRRE	Hrubý roční rentní efekt
JPÚ	Jednoduché pozemkové úpravy
KMD	Katastrální mapa digitální
KN	Katastr nemovitostí
KPÚ	Komplexní pozemkové úpravy
LFA	Méně příznivé oblasti
MZDA	Průměrná hrubá měsíční mzda fyzické osoby
MZe	Ministerstvo zemědělství České republiky
PACHT	Předepsané pachtovné ze Souhrnného zemědělského účtu
PFČR	Pozemkový fond České republiky
PGRLF	Podpůrný a garanční rolnický a lesnický fond
PK	Pozemkový katastr

Pnaj	Nájemné za pronajatou půdu pro právnické osoby
SAPS	Jednotná platba na plochu
SGI	Soubor geodetických informací
SPI	Soubor popisných informací
ÚZEI	Ústav zemědělské ekonomiky a informací
VÚMOP	Výzkumný ústav meliorací a ochrany půdy, v.v.i.
VÚZE	Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky
ZE	Zjednodušená evidence

## 11 Seznam grafů

Graf 4-1: Absolutní výměra zobchodované půdy v ČR.....	30
Graf 4-2: Grafické znázornění vývoje základního indexu cen pozemků nad 5 ha od roku 1993=100% .....	32
Graf 4-3: Grafické znázornění vývoje cen podle různých zdrojů šetření .....	34
Graf 4-4: : Grafické znázornění vývoje základního indexu tržních cen zemědělské půdy dle ČSÚ po roce 2004=100%.....	35
Graf 4-5: Objem celkové zobchodované půdy a státní půdy v ČR 1999-2012 .....	37
Graf 4-6: Srovnání vývoje cen půdy v ČR a vybraných sousedních státech EU.....	39
Graf 4-7: Vývoj tržních cen EUR/ha ve starých členských státech 2000-2008.....	40
Graf 5-1: Korelační pole vyjadřující závislost mezi HDP a tržní cenou.....	54

Graf 5-2: Korelační pole vyjadřující závislost mezi průměrnou hrubou měsíční mzdou a tržní cenou .....	56
Graf 5-3: Korelační pole vyjadřující závislost mezi podnikatelským důchodem v zemědělství a tržní cenou .....	58
Graf 5-4: Korelační pole vyjadřující závislost tržní ceny zemědělské půdy na celkové výši zaplaceného předepsaného pachtovného a ostatního nájemného z nemovitostí .....	61
Graf 5-5: Korelační pole vyjadřující závislost mezi přijatými dotace na výrobu ze SZU a tržní cenou půdy .....	63
Graf 5-6: Korelační pole vyjadřující závislost mezi SAPS a tržní cenou půdy .....	64
Graf 5-7: Korelační pole vyjadřující závislost mezi ukončenými pozemkovými úpravami a tržní cenou půdy .....	66
Graf 5-8: Korelační pole vyjadřující závislost mezi počtem KÚ s digitalizovanými mapami a tržní cenou půdy .....	68

## **12 Seznam tabulek**

Tabulka 3-1: Podnikatelská struktura zemědělských subjektů v ČR .....	14
Tabulka 3-2 : Přehled evidence vlastnictví půdy .....	23
Tabulka 4-1: Vývoj průměrné tržní ceny prodávané zemědělské půdy v ČR (1993-2003) .....	31
Tabulka 4-2: Vývoj tržních cen zemědělské půdy (Kč/m <sup>2</sup> ) podle velikostních kategorií prodávaných pozemků .....	31
Tabulka 4-3: Vývoj tržní ceny pozemků s výměrou nad 5 ha .....	31
Tabulka 4-4: Průměrná tržní cena prodávané zemědělské půdy v ČR (2004-2007) .....	32

Tabulka 4-5: Vývoj tržních cen zemědělské půdy (Kč/m <sup>2</sup> ) podle velikostních kategorií prodávaných pozemků .....	33
Tabulka 4-6: Vývoj průměrné tržní ceny prodávané zemědělské půdy v ČR v Kč/m <sup>2</sup> (2004-2011).....	33
Tabulka 4-7: Vývoj tržní ceny dle ČSÚ-meziroční změny a základní cena od roku 2004 .....	34
Tabulka 4-8: Prodej státní půdy podle § 7 zákona č.95/1999 Sb.....	36
Tabulka 4-9: Procento zornění a podíl ZP na jednoho obyvatele v EU v roce 2011.....	38
Tabulka 4-10: Hlavní položky souhrnného zemědělského účtu .....	43
Tabulka 5-1: Vývoj hrubého domácího produktu v ČR v letech 2004-2013.....	53
Tabulka 5-2: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv HDP na tržní cenu půdy .....	53
Tabulka 5-3 : Průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců v národním hospodářství ČR .....	55
Tabulka 5-4 : Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí- vliv průměrné hrubé měsíční mzdy v ČR na tržní cenu půdy .....	56
Tabulka 5-6: Souhrnný zemědělský účet-položka podnikatelský důchod.....	57
Tabulka 5-7: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv podnikatelského důchodu v zemědělství na tržní cenu půdy .....	58
Tabulka 5-8: Průměrná výše pachtovného v ČR 1997-2012 v Kč/ha.....	59
Tabulka 5-9: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv pachtovného v ČR na tržní cenu půdy .....	60
Tabulka 5-10: Vývoj přijatých celkových dotací podle Souhrnného zemědělského účtu a SAPS .....	62

Tabulka 5-11: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí- vliv dotací v zemědělství na tržní cenu půdy .....	63
Tabulka 5-12: Výměra ukončených KPÚ .....	65
Tabulka 5-13: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv KPÚ na tržní cenu půdy .....	66
Tabulka 5-14: Vývoj digitalizace SGI .....	67
Tabulka 5-15: Míry kvality vyrovnání pomocí základních analytických funkcí-vliv DKM na tržní cenu půdy .....	68
Tabulka 6-1: Model 2: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T =14)- závisle proměnná: Tržní cena.....	73
Tabulka 6-2: Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)- závisle proměnná: Tržní cena.....	74
Tabulka 6-3. Výsledné hodnoty koeficientů determinace modelů 1,2,3 .....	75
Tabulka 6-4: Breusch-Paganův test heteroskedasticity.....	76
Tabulka 6-5: Test normality reziduí.....	77
Tabulka 6-6: Breusch-Godfreyův test pro autokorelaci.....	77
Tabulka 7-1: Popis závislosti mezi jednotlivými faktory a tržní cenou půdy pomocí základních analytických funkcí.....	83
Tabulka 7-2: Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)- závisle proměnná: Tržní cena.....	84

## 13 Přílohy

Příloha 1: Tržní cena zemědělské půdy v EU

GEO/TIME	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Belgium	21 069,00	20 372,00	16 795,00	20 273,00	23 155,00	22 053,00	27 190,00	:	:	:
Bulgaria	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Czech Republic	1 555,86	1 402,87	1 527,92	1 522,36	1 561,29	1 621,08	1 625,33	1 867,32	2 375,41	2 249,71
Denmark	10 330,30	12 211,32	12 919,72	14 668,87	15 994,84	18 787,41	22 790,95	27 111,91	31 652,36	25 919,26
Germany (until 1990 former territory of the FRG)	9 081,00	9 427,00	9 465,00	9 184,00	9 233,00	8 692,00	8 909,00	:	:	:
Ireland	12 816,00	13 897,00	13 574,00	14 397,00	16 258,00	16 230,00	:	:	:	:
Greece	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Spain	7 292,16	7 552,89	8 026,21	8 552,80	9 024,43	9 713,83	10 402,00	11 070,00	10 974,00	10 465,00
France	:	:	:	4 350,00	4 460,00	4 700,00	4 730,00	4 900,00	5 160,00	5 130,00
Italy	13 653,85	14 266,35	:	:	:	:	:	:	:	:
Latvia	:	:	545,61	525,99	1 001,20	2 183,28	3 786,27	3 552,35	1 939,66	1 014,60
Lithuania	294,44	321,02	468,00	389,84	406,04	536,09	733,61	830,92	1 075,07	971,39
Luxembourg	:	:	:	15 195,00	15 837,00	14 874,00	17 047,00	16 920,00	17 853,00	20 000,00
Hungary	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Malta	:	:	:	:	:	129 818,57	130 000,00	130 000,00	130 000,00	130 000,00
Netherlands	35 713,00	37 150,00	40 150,00	34 160,00	31 432,00	30 235,00	31 276,00	34 969,00	40 916,00	47 051,00
Austria	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Poland	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Romania	351,37	307,64	278,22	237,01	283,88	878,79	:	:	:	:
Slovakia	895,29	877,62	888,46	911,56	945,73	980,60	1 016,54	1 120,65	1 210,74	1 256,39
Finland	3 932,91	4 039,03	4 246,00	4 700,00	5 197,00	5 377,00	5 979,00	6 250,00	7 000,00	6 885,00
Sweden	1 989,30	1 988,09	2 019,41	2 126,21	2 454,98	3 350,50	3 706,35	3 956,71	4 180,88	3 747,96
United Kingdom	11 619,74	11 909,24	10 955,27	10 177,89	11 127,81	12 974,55	13 382,13	16 035,89	17 772,64	:
England and Wales	11 668,31	11 824,18	11 046,07	10 414,89	11 329,53	12 441,50	:	:	:	:
Wales	8 172,54	8 348,53	10 366,08	9 403,32	9 534,97	8 594,62	:	:	:	:
Scotland	5 371,79	4 126,26	7 426,49	:	:	:	:	:	:	:
Northern Ireland (UK)	15 806,92	16 017,82	19 808,22	21 604,36	23 997,29	29 009,94	:	:	:	:
Norway	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
Turkey	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:

Zdroj: Eurostat

**Příloha 2: Podkladová data**

Faktor/ jednotky		HDP, sezonně neочиštěno běžné ceny, mil. Kč	Průměrná hrubá měsíční mzda fyzické osoby v tis. Kč	Podnikatel ský důchod- SZU/mil.K č v běžných cenách	Fyzické osoby- nájemné (Kč/ha)	Právnícké osoby- nájemné (Kč/ha)	Ostatní dotace na výrobu/ mil.Kč	Jednotná platba na plochu Kč/ha	Počet digitalizov aných map celkem/ks	KPÚ výměra celkem/ ha	SZU- pachtovne / mil.Kč	Tržní cena zemědělské půdy Kč/m2
	X <sub>1t</sub>	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>7t</sub>	X <sub>8t</sub>	X <sub>9t</sub>	X <sub>10t</sub>	X <sub>11t</sub>	Y <sub>t</sub>
rok	konst.	HDP	MZDA	PD	Fnaj	Pnaj	DOT	SAPS	DKM	KPU	PACHT	Trcena
1998	1	2 061 583	11,71	-4 332,6	590	340	3677,9	0	606	12600	1 382,3	4,10
1999	1	2 149 023	12,55	-8 080,7	649	345	4616,8	0	939	28000	1 648,9	6,57
2000	1	2 269 695	13,32	-1 183,7	679	395	5225	0	1988	45774	1 678,4	4,20
2001	1	2 448 557	14,38	3 056,4	794	588	5219,2	0	2428	72697	2 267,3	5,57
2002	1	2 567 530	15,52	-2 643,1	886	590	6786,6	0	2881	110326	1 892,1	3,40
2003	1	2 688 107	16,48	-2 502,0	875	660	7 270,7	0	3424	151879	2 134,4	3,57
2004	1	2 929 172	17,47	8 547,8	943	759	7 157,7	1870,4	3807	191732	2 568,3	4,98
2005	1	3 116 056	18,34	7 050,8	1 010	874	19 025,1	2 110,7	4121	225872	3 056,3	4,83
2006	1	3 352 599	19,55	6 834,8	1037	951	21 122,8	2 517,8	4400	267817	3 244,9	4,68
2007	1	3 662 573	20,96	10 009,0	1156	1041	20 646,6	2 791,5	4663	328134	3 472,1	5,18
2008	1	3 848 411	22,59	10 142,7	1198	1121	25 575,6	3 072,7	4976	386768	3 611,0	5,93
2009	1	3 758 979	23,49	2 840,1	1259	1317	28 674,2	3 710	5739	441699	3 899,9	5,95
2010	1	3 790 880	23,95	7 645,1	1272	1421	26 844,6	4 060,8	6845	507007	3 802,4	5,64
2011	1	3 823 401	24,46	17 389,1	1352	1513	27 567,4	4 686,5	7939	589092	4 216,0	4,51
2012	1	3 845 926	25,11	16 444,0	1430	1677	29 283,3	5 387,3	9064	667520	4 540,6	5,34

Zdroj:vlastní zpracování z dat ČSÚ, SZÚ, Zelená zpráva 2006,2009,2012

**Příloha 3: Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2012**

5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,5140 pro n = 15

HDP	MZDA	PD	Fnaj	Pnaj	
1,0000	0,9859	0,8426	0,9742	0,9488	HDP
	1,0000	0,8393	0,9934	0,9842	MZDA
		1,0000	0,8578	0,8525	PD
			1,0000	0,9868	Fnaj
				1,0000	Pnaj
DOT	SAPS	dummy	DKM	KPU	
0,9629	0,9387	0,8967	0,9091	0,9338	HDP
0,9635	0,9604	0,8565	0,9585	0,9748	MZDA
0,7787	0,8706	0,8326	0,8703	0,8474	PD
0,9472	0,9550	0,8396	0,9715	0,9765	Fnaj
0,9485	0,9745	0,8164	0,9839	0,9941	Pnaj
1,0000	0,9512	0,8558	0,8966	0,9387	DOT
	1,0000	0,8837	0,9477	0,9765	SAPS
		1,0000	0,7723	0,7936	dummy
			1,0000	0,9837	DKM
				1,0000	KPU

			PACHT	Trcena	
			0,9718	0,3298	HDP
			0,9822	0,3051	MZDA
			0,8805	0,1763	PD
			0,9824	0,2729	Fnaj
			0,9825	0,2933	Pnaj
			0,9667	0,3701	DOT
			0,9744	0,3653	SAPS
			0,8750	0,3683	dummy
			0,9548	0,1913	DKM
			0,9697	0,2856	KPU
			1,0000	0,3692	PACHT
				1,0000	Trcena

Zdroj: Software Gretl

**Příloha 4: Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2012**

5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,5140 pro n = 15

Trcena	d_HDP	d_DKM	d_KPU	d_MZDA	
1,0000	-0,1764	-0,0761	0,0625	0,0283	Trcena
	1,0000	-0,7139	-0,3015	0,6549	d_HDP
		1,0000	0,4703	-0,7878	d_DKM
			1,0000	-0,1843	d_KPU
				1,0000	d_MZDA
		d_PACHT	DOT	PD	
		0,3551	0,3701	0,1763	Trcena
		0,1245	-0,3609	0,0358	d_HDP
		-0,1447	0,3756	0,3218	d_DKM
		0,0196	0,8550	0,8354	d_KPU
		-0,0771	-0,1301	-0,0989	d_MZDA
		1,0000	0,0564	0,3245	d_PACHT
			1,0000	0,7787	DOT
				1,0000	PD

Zdroj: Software Gretl

**Příloha 5: Ekonometrický model č. 1**

Model 1: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
const	4,49482	3,77354	1,1911	0,27858
d_HDP	-1,67102e-06	7,16193e-06	-0,2333	0,82327
d_MZDA	0,376318	1,70937	0,2201	0,83305



PD	-2,95573e-05	0,000149334	-0,1979	0,84964
DOT	7,48866e-05	6,98593e-05	1,0720	0,32495
d_DKM	-0,000178501	0,00221613	-0,0805	0,93842
d_KPU	-2,03265e-05	4,04968e-05	-0,5019	0,63360
d_PACHT	0,00152549	0,00177887	0,8576	0,42406
Střední hodnota závisle proměnné	5,025064	Sm. odchylka závisle proměnné	0,907457	
Součet čtverců reziduí	6,421452	Sm. chyba regrese	1,034525	
Koeficient determinace	0,400156	Adjustovaný koeficient determinace	-0,299661	
F(7, 6)	0,571801	P-hodnota(F)	0,759522	
Logaritmus věrohodnosti	-14,40925	Akaikovo kritérium	44,81850	
Schwarzovo kritérium	49,93095	Hannan-Quinnovo kritérium	44,34524	
rho (koeficient autokorelace)	-0,226537	Durbin-Watsonova statistika	2,183322	

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 5,44573

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí--kvadrát}(7) > 5,44573) = 0,605738$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát (2) = 0,118608

s p-hodnotou = 0,94242

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,523946

s p-hodnotou =  $P(F(1,5) > 0,523946) = 0,5016$

#### Příloha 6: Ekonometrický model č. 2

Model 2: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,13854	2,28858	2,2453	0,05961	*
d_MZDA	-0,029595	1,35998	-0,0218	0,98325	
PD	-3,40477e-05	7,10338e-05	-0,4793	0,64633	
DOT_1	0,000135664	5,4514e-05	2,4886	0,04168	**
d_DKM	-0,000516595	0,00143303	-0,3605	0,72911	
d_KPU	-4,28737e-05	3,37151e-05	-1,2716	0,24412	

d_PACHT	0,00171581	0,00123569	1,3885	0,20755
Střední hodnota závisle proměnné	5,025064	Sm. odchylka závisle proměnné	0,907457	
Součet čtverců reziduí	4,779231	Sm. chyba regrese	0,826285	
Koeficient determinace	0,553560	Adjustovaný koeficient determinace	0,170897	
F(6, 7)	1,446601	P-hodnota(F)	0,318106	
Logaritmus věrohodnosti	-12,34170	Akaikovo kritérium	38,68339	
Schwarzovo kritérium	43,15679	Hannan-Quinnovo kritérium	38,26930	
rho (koeficient autokorelace)	-0,237854	Durbin-Watsonova statistika	2,185583	

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,52819

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí--kvadrát}(6) > 3,52819) = 0,740215$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí--kvadrát}(2) = 0,62839$

s p-hodnotou = 0,730377

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,645772

s p-hodnotou =  $P(F(1,6) > 0,645772) = 0,452281$

### Příloha 7:Ekonometrický model č. 3

Model 3: OLS, za použití pozorování 1999-2012 (T = 14)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,29129	0,573544	9,2256	<0,00001	***
DOT_1	0,000131443	4,66989e-05	2,8147	0,01833	**
d_KPU	-5,50222e-05	2,25977e-05	-2,4349	0,03516	**
d_PACHT	0,00151426	0,000806457	1,8777	0,08987	*

Střední hodnota závisle proměnné	5,025064	Sm. odchylka závisle proměnné	0,907457
Součet čtverců reziduí	5,201451	Sm. chyba regrese	0,721211
Koeficient determinace	0,514120	Adjustovaný koeficient determinace	0,368355

F(3, 10)	3,527065	P-hodnota(F)	0,056462
Logaritmus věrohodnosti	-12,93430	Akaikovo kritérium	33,86860
Schwarzovo kritérium	36,42483	Hannan-Quinnovo kritérium	33,63198
rho (koeficient autokorelace)	(koeficient -0,289894)	Durbin-Watsonova statistika	2,265923

Breusch-Paganův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,32834

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí--kvadrát}(3) > 3,32834) = 0,343717$

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí--kvadrát}(2) = 0,862579$

s p-hodnotou = 0,649671

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,984373

s p-hodnotou =  $P(F(1,9) > 0,984373) = 0,347045$

**Příloha 8: výpočet lineárních trendových funkcí vyjadřující závislost tržní ceny zem. půdy na jednotlivých faktorech pro jednotlivé faktory**

### **Závislost tržní ceny ZP na HDP**

Model HDP: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	3,60972	1,09897	3,2846	0,00592	***
HDP	4,38438e-07	3,48106e-07	1,2595	0,23000	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	10,25280	Sm. chyba regrese		0,888075	
Koeficient determinace	0,108754	Adjustovaný koeficient determinace		0,040197	
F(1, 13)	1,586327	P-hodnota(F)		0,229996	
Logaritmus věrohodnosti	-18,43033	Akaikovo kritérium		40,86067	
Schwarzovo kritérium	42,27677	Hannan-Quinnovo kritérium		40,84558	
rho (koeficient autokorelace)	-0,123264	Durbin-Watsonova statistika		2,229610	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,8379

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 3,8379) = 0,146761$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 2,7418

s p-hodnotou = 0,253879

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,185644

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,185644) = 0,674205$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### Závislost tržní ceny ZP na průměrné hrubé měsíční mzdě

Model MZDA: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	3,84232	0,997619	3,8515	0,00200	***
MZDA	0,0600833	0,0520098	1,1552	0,26879	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393		Sm. odchylka závisle proměnné	0,906481	
Součet čtverců reziduí	10,43288		Sm. chyba regrese	0,895840	
Koeficient determinace	0,093101		Adjustovaný koeficient determinace	0,023339	
F(1, 13)	1,334558		P-hodnota(F)	0,268788	
Logaritmus věrohodnosti	-18,56092		Akaikovo kritérium	41,12184	
Schwarzovo kritérium	42,53794		Hannan-Quinnovo kritérium	41,10675	
rho (koeficient autokorelace)	-0,111337		Durbin-Watsonova statistika	2,203602	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,22817

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 3,22817) = 0,199072$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 2,20677$

s p-hodnotou = 0,331746

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,150635

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,150635) = 0,704727$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### **Závislost tržní ceny ZP na podnikatelském důchodu (ze souhrnného zemědělského účtu)**

Model PD: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,86187	0,286155	16,9904	<0,00001	***
PD	2,13831e-05	3,31174e-05	0,6457	0,52972	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	11,14645	Sm. chyba regrese		0,925969	
Koeficient determinace	0,031072	Adjustovaný koeficient determinace		-0,043460	
F(1, 13)	0,416896	P-hodnota(F)		0,529722	
Logaritmus věrohodnosti	-19,05711	Akaikovo kritérium		42,11421	
Schwarzovo kritérium	43,53031	Hannan-Quinnovo kritérium		42,09913	
rho (koeficient autokorelace)	-0,076761	Durbin-Watsonova statistika		2,111692	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 10,2242

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 10,2242) = 0,00602335$   
 Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu je přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je závislý na parametru.

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 0,647291$

s p-hodnotou = 0,723507

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,071056

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,071056) = 0,794331$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### **Závislost tržní ceny ZP na pachtovním fyzické osoby (ze souhrnného zemědělského účtu)**

Model FYZ\_n: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: *trcena*

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,02145	0,950158	4,2324	0,00098	***
Fyzickosoby_pac	0,000933853	0,000913064	1,0228	0,32507	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393		Sm. odchylka závisle proměnné	0,906481	
Součet čtverců reziduí	10,64717		Sm. chyba regrese	0,904993	
Koeficient determinace	0,074473		Adjustovaný koeficient determinace	0,003279	
F(1, 13)	1,046054		P-hodnota(F)	0,325074	
Logaritmus věrohodnosti	-18,71341		Akaikovo kritérium	41,42681	
Schwarzovo kritérium	42,84291		Hannan-Quinnovo kritérium	41,41173	
rho (koeficient autokorelace)	-0,087754		Durbin-Watsonova statistika	2,154515	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 2,69404

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 2,69404) = 0,260014$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný.

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 1,82924$

s p-hodnotou = 0,400669

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,0931255

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,0931255) = 0,765469$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### **Závislost tržní ceny ZP na pachtovním právníce osoby (ze souhrnného zemědělského účtu)**

Model PRAV\_n: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: trecena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,40901	0,552359	7,9822	<0,00001	***
Prvnickosoby_nj	0,000611808	0,000553096	1,1062	0,28871	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	10,51429	Sm. chyba regrese		0,899328	
Koeficient determinace	0,086024	Adjustovaný koeficient determinace		0,015718	
F(1, 13)	1,223569	P-hodnota(F)		0,288712	
Logaritmus věrohodnosti	-18,61922	Akaikovo kritérium		41,23843	
Schwarzovo kritérium	42,65453	Hannan-Quinnovo kritérium		41,22335	
rho (koeficient autokorelace)	-0,097483	Durbin-Watsonova statistika		2,168512	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,70945

s p-hodnotou =  $P(\chi^2(2) > 3,70945) = 0,156496$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 1,72196$

s p-hodnotou = 0,422748

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,115037

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,115037) = 0,740342$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### **Závislost tržní ceny ZP na zaplaceném pachtovném (ze souhrnného zemědělského účtu)**

Model PACHT: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: *trcena*

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,01759	0,697777	5,7577	0,00007	***
Zaplacenpachtov	0,000326779	0,000228122	1,4325	0,17561	
Střední hodnota závisle proměnné		4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481
Součet čtverců reziduí		9,935615	Sm. chyba regrese		0,874230
Koeficient determinace		0,136327	Adjustovaný koeficient determinace		0,069890
F(1, 13)		2,051984	P-hodnota(F)		0,175614
Logaritmus věrohodnosti		-18,19464	Akaikovo kritérium		40,38929
Schwarzovo kritérium		41,80539	Hannan-Quinnovo kritérium		40,37420
rho (koeficient autokorelace)		-0,091800	Durbin-Watsonova statistika		2,166763

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,017

s p-hodnotou =  $P(\chi^2(2) > 3,017) = 0,221242$



Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika: Chí-kvadrát(2) = 2,67128

s p-hodnotou = 0,26299

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,102647

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,102647) = 0,754186$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### **Závislost tržní ceny ZP na vyplacených dotacích (ze souhrnného zemědělského účtu)**

Model DOT: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	5,04595	0,869804	5,8013	0,00008	***
DOT	-8,7345e-05	0,000152623	-0,5723	0,57769	
sq_DOT	3,70819e-09	4,66772e-09	0,7944	0,44237	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	9,431750	Sm. chyba regrese		0,886555	
Koeficient determinace	0,180126	Adjustovaný koeficient determinace		0,043480	
F(2, 12)	1,318197	P-hodnota(F)		0,303727	
Logaritmus věrohodnosti	-17,80431	Akaikovo kritérium		41,60863	
Schwarzovo kritérium	43,73278	Hannan-Quinnovo kritérium		41,58600	
rho (koeficient autokorelace)	-0,232707	Durbin-Watsonova statistika		2,400388	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 6,04386

s p-hodnotou =  $P(\text{Chí-kvadrát}(5) > 6,04386) = 0,301975$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný.

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 1,33646$

s p-hodnotou = 0,512614

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,630094

s p-hodnotou =  $P(F(1,11) > 0,630094) = 0,444108$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### Závislost tržní ceny ZP na jednotné platbě na plochu půdy -SAPS

Model SAPS: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,61715	0,333173	13,8581	<0,00001	***
SAPS	0,000171933	0,000121513	1,4149	0,18059	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	9,968694	Sm. chyba regrese		0,875684	
Koeficient determinace	0,133451	Adjustovaný koeficient determinace		0,066793	
F(1, 13)	2,002037	P-hodnota(F)		0,180593	
Logaritmus věrohodnosti	-18,21957	Akaikovo kritérium		40,43915	
Schwarzovo kritérium	41,85525	Hannan-Quinnovo kritérium		40,42406	
rho (koeficient autokorelace)	-0,141958	Durbin-Watsonova statistika		2,251748	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,97653

s p-hodnotou =  $P(\chi^2(2) > 3,97653) = 0,136933$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 1,88852$

s p-hodnotou = 0,388968

Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,246402

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,246402) = 0,628587$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### Závislost tržní ceny ZP na ploše ukončených komplexních pozemkových úprav

Model KPU: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)

Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,63422	0,384774	12,0440	<0,00001	***
KPU	1,22615e-06	1,14124e-06	1,0744	0,30218	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	10,56572	Sm. chyba regrese		0,901525	
Koeficient determinace	0,081554	Adjustovaný koeficient determinace		0,010904	
F(1, 13)	1,154339	P-hodnota(F)		0,302181	
Logaritmus věrohodnosti	-18,65581	Akaikovo kritérium		41,31162	
Schwarzovo kritérium	42,72772	Hannan-Quinnovo kritérium		41,29653	
rho (koeficient autokorelace)	-0,112325	Durbin-Watsonova statistika		2,194577	

Whiteův test heteroskedasticity -

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,23915

s p-hodnotou =  $P(\chi^2(2) > 3,23915) = 0,197983$

Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a konečný

Test normality reziduí -

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 1,20727$   
s p-hodnotou = 0,546821  
Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -  
Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 0,153191  
s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,153191) = 0,702365$   
Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými  
zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

### Závislost tržní ceny ZP na počtu katastrálních území s digitální mapou

Model DKM: OLS, za použití pozorování 1998-2012 (T = 15)  
Závisle proměnná: Trcena

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,65834	0,495242	9,4062	<0,00001	***
DKM	7,16984e-05	0,000102026	0,7027	0,49460	
Střední hodnota závisle proměnné	4,963393	Sm. odchylka závisle proměnné		0,906481	
Součet čtverců reziduí	11,08287	Sm. chyba regrese		0,923325	
Koeficient determinace	0,036599	Adjustovaný koeficient determinace		-0,037509	
F(1, 13)	0,493856	P-hodnota(F)		0,494605	
Logaritmus věrohodnosti	-19,01421	Akaikovo kritérium		42,02842	
Schwarzovo kritérium	43,44452	Hannan-Quinnovo kritérium		42,01333	
rho (koeficient autokorelace)	-0,076322	Durbin-Watsonova statistika		2,119863	

Whiteův test heteroskedasticity -  
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Testovací statistika: LM = 3,34439  
s p-hodnotou =  $P(\chi^2(2) > 3,34439) = 0,187835$   
Whitovým testem bylo dokázáno, že v modelu není přítomna heteroskedasticita na  
hladině významnosti  $\alpha=0,05$  a znamená to že, rozptyl náhodné složky je konstantní a  
konečný

Test normality reziduí -  
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 0,65771$   
s p-hodnotou = 0,719747  
Náhodná složka vykazuje Gaussovo normální rozdělení na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika:  $LMF = 0,0705318$

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,0705318) = 0,795072$

Bylo dokázáno, že reziduální složka modelu není korelovaná (závislá) se svými zpožděnými a budoucími hodnotami na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .