

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistiky



Disertační práce

**Změny v produkčním rozměru a struktuře českého
zemědělství**

Autor: Ing. Anna Žovincová

Školitel: doc. Ing. Marie Prášilová, CSc., katedra statistiky

Praha 2024

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala mojí školitelce doc. Ing. Marii Prášilové, CSc. za vedení mé disertační práce a poskytnuté cenné rady. Dále bych ráda poděkovala mé rodině za podporu a poděkování patří rovněž členům katedry statistiky PEF ČZU.

Změny v produkčním rozměru a struktuře českého zemědělství

Abstrakt

Zemědělský sektor v České republice prošel řadou významných změn, které utvářejí jeho současnou podobu. V rámci hodnocení těchto změn je zásadní zvolit vhodné metodologické přístupy. Cílem práce je porovnat efektivitu vybraných statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů a prostřednictvím jejich aplikace zhodnotit dosavadní vývoj v produkčním a strukturálním rozměru zemědělství ČR od roku 1993 až po současnost. Hodnoceny jsou metody běžně užívané, mezi které lze zařadit klasické analytické modely a modely exponenciálního vyrovnávání, metody méně užívané, zahrnující Boxovu-Jenkinsovu metodologii a strukturální změny, a metody zřídka aplikované, jež vzhledem k charakteru dat představují neuronové sítě. Tento přístup umožňuje komplexní porovnání různých metod a poskytuje hlubší vhled do jejich účinnosti a přizpůsobivosti v rámci jednotlivých zemědělských ukazatelů. Disertační práce tak přispívá k identifikaci nejvhodnějších metod pro modelování a predikci časových řad vybraných zemědělských ukazatelů, což umožňuje jejich aplikaci v obdobných situacích. Takto strukturovaný postup poskytuje nejen lepší porozumění analyzovaným datům, ale také zvyšuje schopnost správně volit analytické nástroje pro konkrétní potřeby a optimalizovat jejich použití v praxi.

Je zřejmé, že v průběhu sledovaného období dochází k zásadním a mnohdy negativní změnám ve struktuře a produkci českého zemědělství. Klíčovým výzvám čelí především odvětví chovu prasat a pěstování brambor, ovoce a zeleniny. Z výsledků práce dále vyplývá, že pro modelování dlouhodobých časových řad základních zemědělských ukazatelů jsou efektivní modely neuronových sítí a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů, které zahrnují strukturální změny identifikované pomocí testů stability a grafické analýzy. Naopak trendové funkce vykazují horší výkonnost při modelování a predikci sledovaných ukazatelů, především ukazatelů extenzitních a ukazatelů živočišné produkce.

Klíčová slova: časové řady, strukturální změny, neuronové sítě, exponenciální vyrovnávání, Boxova-Jenkinsova metodologie, trendové funkce, predikce

Changes in the production dimension and structure of Czech agriculture

Abstract

The agricultural sector in the Czech Republic has undergone a number of significant changes that have shaped its current form. In assessing these changes, it is essential to choose appropriate methodological approaches. The aim of this paper is to compare the effectiveness of selected statistical methods in modelling and forecasting long-term time series of agricultural indicators and, through their application, to evaluate the current development in the production and structural dimensions of agriculture in the Czech Republic from 1993 to the present. The methods evaluated include commonly used methods, which include classical analytical models and exponential smoothing models, less commonly used methods, which include Box-Jenkins methodology and structural change, and rarely applied methods, which due to the nature of the data are neural networks. This approach allows for a comprehensive comparison of different methods and provides deeper insight into their performance and adaptability across agricultural indicators. The dissertation thus contributes to the identification of the most appropriate methods for modelling and predicting time series of selected agricultural indicators, allowing their application in similar situations. Such a structured approach not only provides a better understanding of the analysed data, but also enhances the ability to correctly select analytical tools for specific needs and optimize their use in practice.

It is obvious that during the period under review, fundamental and often negative changes in the structure and production of Czech agriculture have been taking place. The pig sector and the potato, fruit and vegetable sectors in particular are facing key challenges. The results of the paper also show that neural network models and Box-Jenkins models, including models that incorporate structural changes identified through stability tests and graphical analysis, are effective for modelling long-term time series of basic agricultural indicators. In contrast, trend functions perform worse in modelling and predicting the indicators of interest, especially the extensive and livestock production indicators.

Keywords: time series, structural change, neural networks, exponential smoothing, Box-Jenkins methodology, trend functions, forecasting

Obsah

1 Úvod.....	7
2 Literární rešerše.....	8
2.1 Agrární sektor a agrární politika České republiky	8
2.2 Společná zemědělská politika Evropské unie	16
2.3 Agrární politické nástroje	19
2.3.1 Nástroje před vstupem do Evropské unie	22
2.3.2 Nástroje po vstupu do Evropské unie	24
2.4 Evropský model zemědělství	28
2.5 Soběstačnost a potravinová bezpečnost	31
2.6 Charakteristika zemědělství České republiky	35
2.6.1 Zemědělská produkce	35
2.6.2 Zemědělské podniky	38
2.7 Literární přehled.....	43
2.7.1 Strukturální a produkční dimenze zemědělství České republiky a dopady Společné zemědělské politiky	43
2.7.2 Dopady Společné zemědělské politiky na vybrané členské státy Evropské unie	47
2.7.3 Zemědělsko-potravinářský trh	50
2.7.4 Modelování a optimalizace zemědělské struktury.....	51
2.7.5 Zemědělská produkce a potravinová soběstačnost České republiky	52
2.7.6 Velikostní struktura zemědělských podniků v České republice	56
2.7.7 Studie relevantní k metodám disertační práce	60
3 Stanovení cílů práce a metodický postup.....	63
3.1 Konceptní rámec řešení disertační práce	64
3.1.1 Analýza struktury, produkce a spotřeby základních zemědělských komodit.....	64
3.1.2 Analýza vlivu velikosti zemědělských podniků na strukturu rostlinné a živočišné produkce.....	68
4 Metodika	73
4.1 Použité přístupy k analýze a modelování časových řad.....	73
4.1.1 Základní koncepce modelování časových řad	73
4.1.2 Boxova-Jenkinsova metodologie.....	76
4.1.2.1 Konstrukce modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie.....	76
4.1.2.2 Modely stacionárních časových řad	77
4.1.2.3 Modely nestacionárních časových řad.....	79
4.1.3 Strukturální zlomy v časových řadách.....	81
4.1.4 Adaptivní přístupy k modelu časové řady	83

4.1.4.1	Modely exponenciálního vyrovnávání	84
4.1.5	Modelování časových řad pomocí neuronových sítí.....	86
4.1.6	Ověřování vhodnosti zvoleného modelu.....	90
4.1.7	Testování statistických hypotéz	92
4.1.7.1	Vybrané neparametrické testy	93
5	Výsledky práce.....	95
5.1	Strukturální rozměr českého zemědělství.....	95
5.1.1	Struktura osevní ploch	97
5.1.2	Struktura stavů hospodářských zvířat	102
5.1.3	Vliv velikosti zemědělského podniku na strukturu rostlinné produkce..	107
5.1.4	Vliv velikosti zemědělského podniku na strukturu živočišné produkce.	111
5.2	Produkční rozměr českého zemědělství	113
5.2.1	Rostlinná produkce	115
5.2.2	Živočišná produkce	119
5.2.3	Sklizeň zemědělských plodin.....	123
5.2.4	Hektarové výnosy	128
5.2.5	Živočišná výroba.....	131
5.2.6	Spotřeba potravin	137
5.3	Srovnání použitých přístupů k modelování a predikci časových řad.....	141
6	Shrnutí výsledků a diskuse	149
7	Závěr.....	162
8	Seznam použitých zdrojů.....	167
9	Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk	183
9.1	Seznam obrázků	183
9.2	Seznam tabulek.....	183
9.3	Seznam grafů.....	185
9.4	Seznam použitých zkratk.....	186
Přílohy		188

1 Úvod

Zemědělství je strategickým odvětvím národního hospodářství, které zajišťuje produkci potravin a zároveň působí jako významný prvek při utváření krajiny. Jeho ekonomický význam se však neustále snižuje. Tento trend je důsledkem nejen změn v zemědělské politice a trhu, ale také rostoucí mírou technologické a strukturální transformace, která mění charakter a funkci zemědělství v moderní ekonomice.

Před rokem 1989 byla zemědělská a potravinářská výroba ČR orientována na zajištění vysoké úrovně soběstačnosti a v základních rostlinných a živočišných komoditách, pro jejichž produkci jsou na našem území vhodné klimatické a pedologické podmínky, bylo dosahováno vysoké úrovně soběstačnosti. Po roce 1989 se v důsledku restrukturalizace začaly projevovat změny ve struktuře a produkci českého zemědělství a potravinová soběstačnost ČR vykazovala ve většině položek klesající tendenci. Zejména od integrace ČR do společného trhu a implementace SZP dochází k prohlubování strukturální nerovnováhy. Druhová rozmanitost se snížila a změnila, stejně jako podíly jednotlivých plodin na osevních plochách a stavy hospodářských zvířat. Strukturální a produkční změny se zásadním způsobem promítají do úrovně soběstačnosti jednotlivých komodit, což reflektuje závažnost situace v rámci zemědělské výroby a vymezuje priority zemědělské politiky. V roce 2022 byla ČR potravinově soběstačná ve struktuře spotřeby v základních komoditách ze 77%. Vzhledem k zeměpisné poloze i zemědělské tradici však ČR patří mezi státy, které mají potenciál své obyvatele uživit. Cílem práce je porovnat efektivitu vybraných statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů a prostřednictvím jejich aplikace zhodnotit dosavadní vývoj v produkčním a strukturálním rozměru zemědělství ČR od roku 1993 až po současnost.

Současná podoba zemědělství je utvářena celou řadou faktorů, které zahrnují technologické inovace, strukturální změny, udržitelnost, globalizaci, demografické změny a vliv klimatu. Rychlý pokrok v technologiích, jako jsou automatizace a precizní zemědělství, zvyšuje efektivitu a produktivitu. Strukturální změny, včetně konsolidace a specializace zemědělských podniků, mění dynamiku sektoru. Globalizace a tržní dynamika přináší nové výzvy a příležitosti. Environmentální politika klade důraz na udržitelnost a ochranu životního prostředí. Klimatické změny formují způsoby pěstování a výběr plodin, stejně jako chov hospodářských zvířat. V neposlední řadě je zemědělství, respektive zemědělská produkce, ovlivňována demografickými změnami a měnícími se stravovacími návyky.

2 Literární rešerše

V této části disertační práce jsou zpracována teoretická východiska týkající se agrárního sektoru a agrární politiky ČR, Společné zemědělské politiky EU včetně jednotlivých reforem, agrárně politických nástrojů používaných před vstupem do EU a po vstupu do EU a dále je vymezen tzv. evropský model zemědělství, problematika soběstačnosti a potravinové bezpečnosti. Poslední část této kapitoly obsahuje literární přehled, který uvádí dostupné studie relevantní k výzkumu disertační práce.

2.1 Agrární sektor a agrární politika České republiky

Nezbytnost agrární politiky je obecně uznávána z řady objektivních důvodů, které vyplývají z nenahraditelné úlohy agrárního sektoru v národním hospodářství při obnově životních podmínek společnosti, ze specifík zemědělské produkce plynoucích z biologického charakteru výroby a jejího spojení s přírodou a také z odlišného fungování agrárního trhu a působení faktorů, které mají vliv na nabídku i poptávku zemědělsko-potravinářské produkce a služeb (Bečvářová a Zdráhal, 2014). Agrární sektor lze vymezit jako část ekonomického systému a agrární politiku jako součást systému politického, přičemž mezi nimi existují úzké vzájemné vztahy. Jedná se o komplexní celek propojený s dalšími oblastmi hospodářství i politiky. Opatření přijatá mimo agrární sektor působí přímo či nepřímo, žádoucím či nežádoucím směrem na plnění agrárně politických programů a stejně tak přijatá agrárně politická opatření ovlivňují další hospodářská odvětví (Svatoš a kol., 2009). Dle Bečvářové a Zdráhala (2014) je agrární politika souhrnem činností, které spočívají v definování cílů agrární politiky, vymezení, konstrukci a fungování nástrojů k realizaci těchto cílů a institucionální uspořádání objektů a subjektů agrární politiky i organizačních a řídicích forem. Agrární politika reprezentuje dílčí oblast všeobecné hospodářské a společenské politiky, jejímž těžištěm je zemědělství a s ním spojená hospodářská odvětví a skupiny obyvatelstva. Za pomoci vhodných nástrojů usilují nositelé agrární politiky o prosazování vlivu na ekonomické a sociální procesy v agrárním sektoru ve směru sledovaných cílů. Agrární sektor, objektová oblast agrární politiky, může být vymezen několika způsoby. Jako účelné se jeví rozšíření agrárního sektoru o inputová a outputová odvětví ve vztahu k zemědělské prvovýrobě, o instituce a aktivity spojené s poradenstvím, výchovou a správou ve vztahu k agrární sféře, ale také o aktivity a vztahy

zemědělství, venkovského prostoru a životního prostředí (Svatoš a kol., 1999). Odvětví, jež zahrnuje agrární sektor dle klasického členění, jsou uvedeny v tabulce 1.

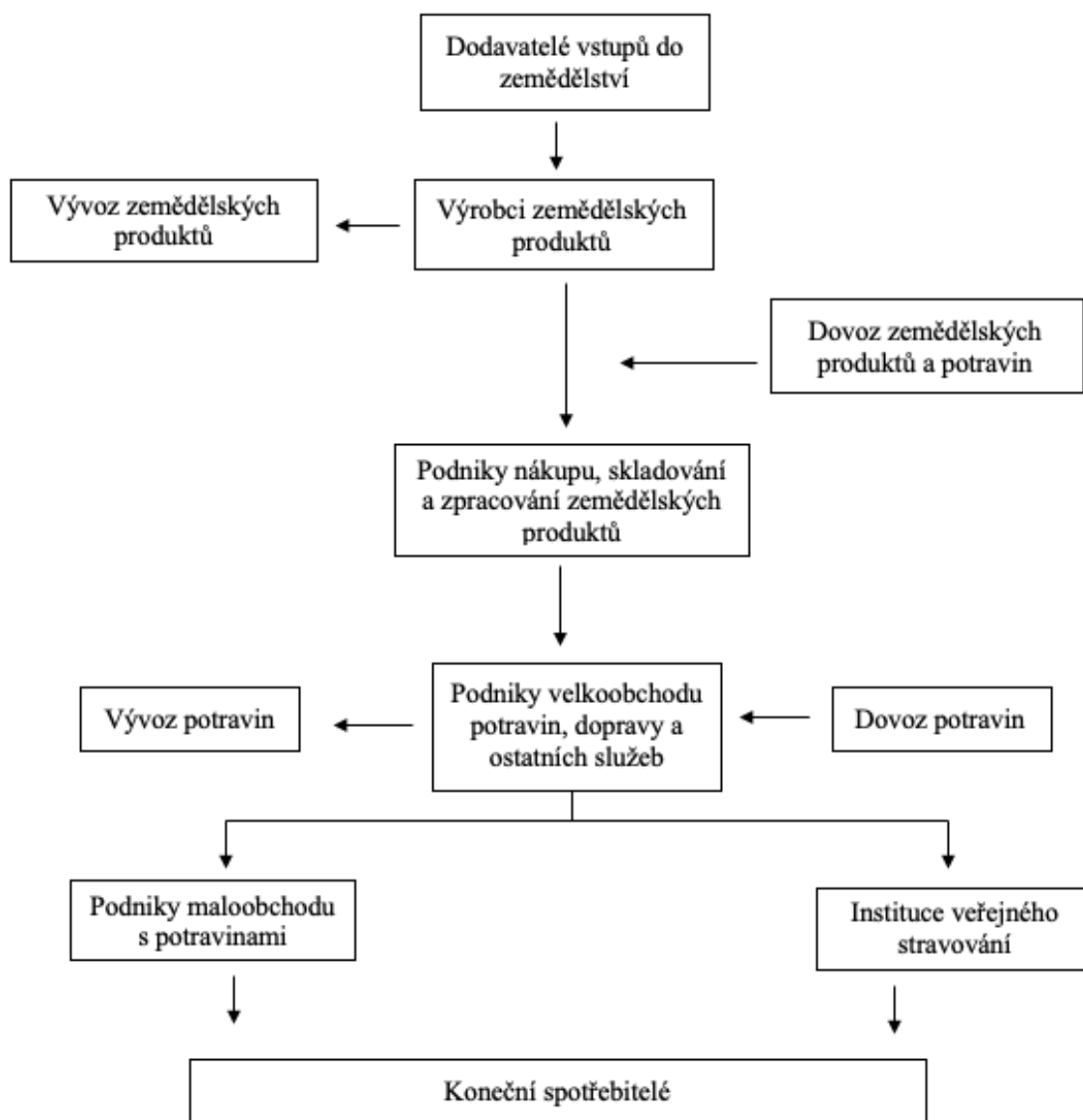
Tabulka 1: Základní struktura agrobyznysu

Zemědělství, lesnictví, vodní hospodářství	ZEMĚDĚLSKO- POTRAVINÁŘSKÝ KOMPLEX	ZEMĚDĚLSKO- PRŮMYSLOVÝ KOMPLEX	AGROBYZNYS
Potravinářský a další zpracovatelský průmysl			
Krmivářský průmysl			
Služby pro zemědělce a potravinářství			
Dodavatelská odvětví vstupů do zemědělství a potravinářství			
Potravinářský obchod a veřejné stravování			

Zdroj: Bečvářová, 2001

První čtyři body, tedy zemědělská prvovýroba, potravinářský a krmivářský průmysl a služby pro zemědělství a potravinářství (př. zásobování, nákup, šlechtitelství, aplikovaný výzkum, poradenství a školství) tvoří společně agrárně potravinářský komplex. Spolu s odvětvím inputů, jako jsou chemie a energetika, je vymezen agrárně průmyslový komplex a rozšířením o odvětví obchodu je vymezen tzv. agrobyznys. Princip agrobyznysu spočívá v činnostech a vzájemných vazbách spojených se zemědělskou výrobou uvnitř podniku a s předcházejícími i navazujícími činnostmi zpracování zemědělských produktů do konečného výrobku, tedy potravin. Jedná se tedy o širokou škálu odvětví ekonomiky, které se přímo nebo zprostředkovaně zapojují do procesu výroby potravin. Pozice zemědělských výrobců v rámci celého agrobyznysu je znázorněna na obrázku číslo 1. Vztah mezi výrobcí zemědělských produktů a konečnými spotřebiteli je obvykle zprostředkován řadou dalších subjektů, které zasahují do patřičných výrobních vertikál. Výrobci zemědělských produktů jsou úzce spjati se skladovacími a zpracovatelskými organizacemi, s podniky zaměřenými na logistiku a distribuci, s obchody a institucemi veřejného stravování. Do struktury zasahují i další subjekty v pozici dovozců a vývozců produktů či potravin a dodavatelů vstupů do zemědělství. Jedná se například o výrobu a dodávku krmiv, chemikálií, energií, strojů a zařízení. Úspěšnost výrobců zemědělských produktů v tržní konkurenci je ovlivněna jak jednotlivými články této struktury, tak světovou ekonomikou a změnami v podnikatelském prostředí (Bečvářová, 2001).

Obrázek 1: Struktura současného agrobyznysu



Zdroj: Bečvářová, 2001

V mnoha zemích je agrární sektor ovlivněn přístupem jednotlivých vlád k zemědělství. Zemědělství, jeho velikost a výkon jsou pro mnoho vlád důležitou součástí politických aktivit a strategických rozhodnutí. Zemědělství není jen důležitou součástí ekonomiky, ale je také významnou součástí strategického odvětví, které potravinami uspokojuje jednu z nejzákladnějších potřeb lidské populace (Horská, 2011).

Pozice agrárního sektoru České republiky

Postavení agrárního sektoru v rámci národního hospodářství ČR se v průběhu let mění v důsledku jednotlivých historických událostí, jež formovaly české zemědělství do jeho dnešní multifunkční podoby. Po skončení 2. světové války bylo nutné zabývat se obnovou poválečného zemědělství. Mezinárodní i domácí okolnosti spolu s poválečnou euforií vedly k rozsáhlým změnám ve vlastnictví a držení zemědělské a lesní půdy, jež byly předmětem poválečné pozemkové reformy v období 1945-1949. V následujícím období docházelo v důsledku násilné kolektivizace, probíhající v několika etapách, k ekonomickým přeměnám zemědělství. Struktura našeho zemědělství se združstevňováním výrazně změnila. Soukromá hospodářství v podstatě vymizela a statisíce drobných a středních zemědělců dalo vzniknout přibližně 11 000 družstev a 200 státním statkům. Období let 1948-1989 bylo reprezentováno direktivně řízeným zemědělstvím KSČ spojeným s likvidací selského stavu, soukromovlastnických vztahů a podnikatelské struktury. Socialistický způsob hospodaření panoval na našem území až do konce roku 1989 (Beranová a Kubačák, 2010). Pádem komunistického režimu v roce 1989 odstartovala transformace ekonomiky a přibližování se k Evropské unii. Transformace zemědělství a restituce soukromého vlastnictví a půdy zapříčinily výrazný pokles zemědělské výroby a ztrátu potravinové soběstačnosti ČR (Brožová a kol., 2008). Změnou odbytových možností, zhoršením pozice zemědělských podniků na trhu, nestabilní a rozpočtově úspornou zemědělskou politikou došlo v reformním období 1989 – 1999 k výraznému snížení produkce (30%) a rozměru českého zemědělství, obzvláště živočišné produkce. Snížil se význam zemědělství v rámci národního hospodářství měřený jeho podílem na HDP a zaměstnanosti. Význam celého agrárního sektoru, tedy zemědělství spolu s navazujícími odvětvími se udržoval na vysoké úrovni, odhadem okolo 15 – 20% HDP. Význam odvětví odráží také vysoký podíl výdajů domácností na potraviny a jeho nezastupitelná role v uchování přírodních zdrojů a zemědělské kulturní krajiny, jakožto našeho národního bohatství (Doucha a kol., 1998). Procesy restrukturalizace, modernizace a zvyšování produktivity práce zapříčinily pokles zaměstnanosti v zemědělském sektoru (Pělucha a kol., 2006). V roce 1998 byla zahájena intenzivní příprava ČR na vstup do EU. Vzhledem ke značným institucionálním, výkonnostním, cenovým a strukturálním rozdílům mezi podmínkami a prostředním ČR a EU se pro český agrární sektor jednalo o mimořádně náročný proces (Doucha a kol., 1998). Vrcholný proces transformace naší ekonomiky se uskutečnil 1. května 2004 vstupem ČR do EU. V této souvislosti se trhy jednotlivých členských států stávají součástí jednotného trhu

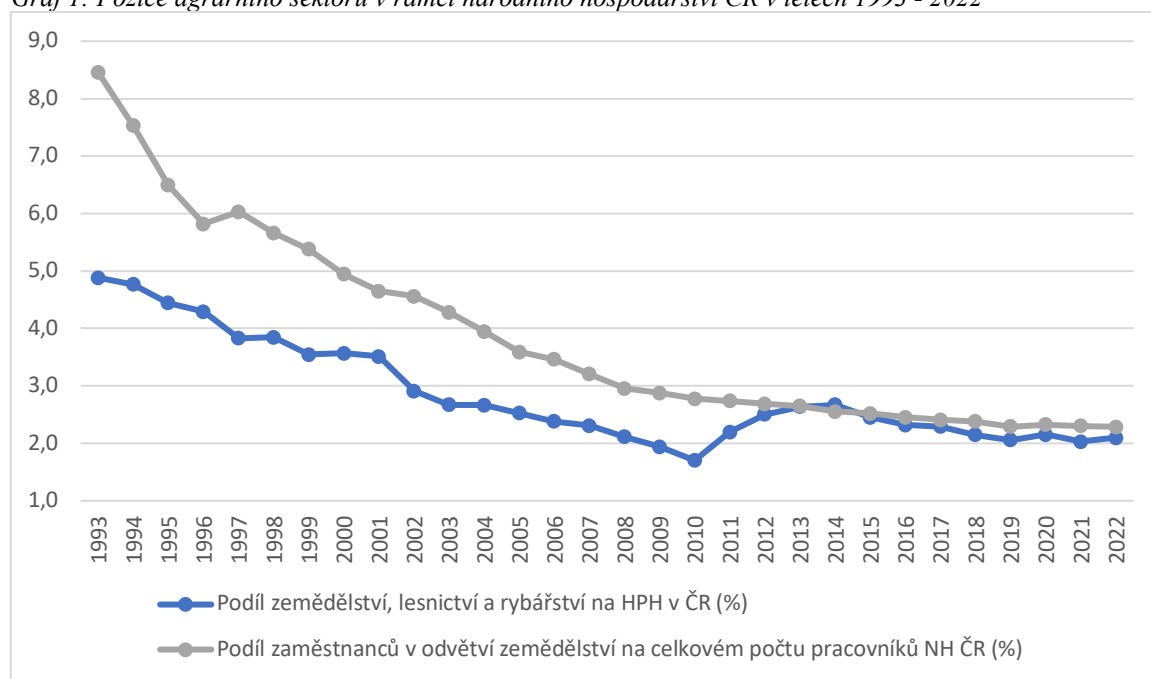
EU a jejich předpisy související s agrárním sektorem musejí být v souladu s legislativou EU (Pokrivčák, Drábik, 2008).

Dlouhodobé tendence vývoje společnosti a ekonomiky odráží současnou úlohu a postavení zemědělství a podobu celého agrárního sektoru. Ve srovnání s vyspělými západními zeměmi patřilo zemědělství v ČR k významným ekonomickým aktivitám a agrární sektor představoval značnou část naší ekonomiky. V období transformace však došlo v důsledku institucionálních a ekonomických změn k jeho radikálnímu poklesu. Význam primárního sektoru, tedy zemědělství, lesnictví a rybářství, těžby a dobývání, v rámci české ekonomiky se postupně snižoval ve prospěch sekundárního a terciárního sektoru. V roce 1993 se primární sektor podílel na celkovém výkonu ekonomiky ze 7,3% a do roku 2013 klesl tento podíl na 3,6%. Za předpokladu potravinové bezpečnosti se jedná o pozitivní trend, který je podložen růstem produktivity práce. V období let 1995 – 2013 vzrostla produktivita práce v reálném vyjádření o 44,2%, z čehož 31,6% představoval nárůst produktivity práce v odvětví zemědělství, lesnictví a rybářství a zbývajících 12,6% bylo evidováno v odvětví těžby a dobývání. V rámci celé ekonomiky vzrostla produktivita práce o 59,3% z čehož je zřejmé, že posilování konkurenceschopnosti primárního sektoru v porovnání s celou ekonomikou zaostávalo (Kučera, 2014). Nepříznivý je také vývoj zaměstnanosti v zemědělství. Do roku 1989 mohly být především skrze fond stabilizace pracovních sil čerpány dotace řešící sociální problémy venkova, což vedlo ke vzniku vysoké umělé zaměstnanosti a neefektivnímu využití pracovních sil. Průměrná nominální mzda v zemědělství dosahovala nad úroveň průměrné mzdy v celém národním hospodářství. Následný přechod na tržní ekonomiku přinesl problém mzdové disparity a významné snížení ekonomicky aktivních zaměstnanců v zemědělství (Brožová a kol., 2008). V roce 1989 činil absolutní počet zaměstnanců v zemědělství 533,1 tisíc. V roce 1993, v roce vzniku samostatné České republiky, bylo dle OKEČ v odvětví zemědělství, myslivost a lesnictví evidováno 298,1 tisíc zaměstnanců. Ačkoli počet pracovníků neustále klesá, rychlost poklesu pracovníků se každoročně zpomaluje a v posledním desetiletí činil průměrný koeficient růstu 0,99, tedy počet zaměstnanců klesal v průměru o 1% ročně. Dle ČSÚ činil v roce 2022 počet zaměstnanců v odvětví zemědělství, lesnictví a rybářství dle ekonomické činnosti CZ-NACE 91,5 tisíc a oproti roku 2021 se mírně snížil o 1,4%. Dlouhodobý úbytek pracovníku je způsoben rovněž stárnutím stávající zemědělské generace a nízkým zájmem mladých a kvalifikovaných osob o práci v zemědělském sektoru kvůli vysoké fyzické náročnosti, nízké mzdě a společenské prestiži, nevyhovující pracovní době a prostředí

(Brožová a kol., 2008). Právě nepříznivá věková struktura pracovníků, méně kvalifikovaných pracovníků v porovnání se strukturou pracovníků v NH a nižší podíl zaměstnaných žen jsou pro zemědělství typické. Zaměstnanost v odvětví zemědělství zůstává výrazně regionálně diferencována (Malý, 2006). Odliv pracovních sil z agrárního sektoru a venkova, stejně jako stárnutí zemědělských pracovníků je problémem v mnoha evropských zemích. Prostřednictvím programů SZP mohou mladí zemědělci čerpat finanční podporu při zahájení své činnosti, či při předávání hospodaření z generace na generaci (EK, 2012).

Vývoj pozice agrárního sektoru v rámci NH ČR v letech 1993 – 2022 na základě podílu zemědělství, lesnictví a rybářství na HPH v ČR a podílu zaměstnanců v odvětví zemědělství na celkovém počtu pracovníků NH ČR ukazuje graf 1.

Graf 1: Pozice agrárního sektoru v rámci národního hospodářství ČR v letech 1993 - 2022¹



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Z grafu 1 je patrné, že v počátku sledovaného období docházelo k rychlejšímu poklesu podílu zemědělství, lesnictví a rybářství na HPH v ČR. Zároveň je zřejmé, že tempo úbytku zpomaluje a v závěru období dochází k jeho stabilizaci nad úrovní 2%. V letech 1993

¹ V letech 1993 – 2004 je počítán podíl pracovníků A: Zemědělství, myslivost, lesnictví a B: Rybolov a chov ryb z úhrnu počtu zaměstnanců v národním hospodářství ČR podle OKEČ. V letech 2005 – 2022 je počítán podíl pracovníků A: Zemědělství, lesnictví a rybářství z úhrnu počtu zaměstnanců v národním hospodářství ČR podle ekonomické činnosti CZ-NACE. V letech 1993 – 2022 je sledován podíl odvětví Zemědělství, lesnictví a rybářství na hrubé přidané hodnotě v ČR v běžných cenách.

– 2022 klesl podíl odvětví na HPH ČR o 2,788%, při průměrném ročním absolutním poklesu 0,096%. Nejnižší význam odvětví zemědělství, lesnictví a rybářství na HPH ČR byl evidován v období krize v roce 2010, kdy došlo k poklesu na úroveň 1,702%.

Struktura a úroveň pracovních sil jsou důležité faktory, které mají vliv na konkurenceschopnost daného subjektu či odvětví. Agrární trh práce se potýká s řadou problémů jako je nízká nabídka pracovních sil, negativní změny ve věkové struktuře, stárnutí pracovníků i struktura vzdělání pracovníků (Svatoš, 2009). Celkovou angažovanost nebo investice do farmy často ovlivňuje nejistota z budoucího vývoje. Významným zdrojem budoucí nejistoty i v mnohých soukromých hospodářstvích je to, že hospodář nemá nástupce (Curtissová a kol., 2006). Zemědělské domácnosti jsou z různých typů domácností vnímány jako nejvíce ohrožené problémem nestability příjmů. Kolísání příjmů představuje hrozbu nejen pro finanční stabilitu zemědělských rodin, ale také pro udržitelný rozvoj zemědělského sektoru. Zkoumání rozsahu a faktorů proměnlivosti příjmů zemědělských domácností je důležité pro navrhování a monitorování opatření zemědělské politiky, jejichž cílem je stabilizovat příjmy zemědělců (Kata a Wosiek, 2024).

Podíl zaměstnanců v odvětví zemědělství na celkovém počtu pracovníků v NH ČR se meziročně snižoval v průběhu celého sledovaného období s výjimkou let 1997 a 2020, kdy došlo k mírnému nárůstu. Nejrychlejší tempo úbytku je zřejmé v počátku sledovaného období, naopak ve druhé polovině dochází ke zpomalení tempa úbytku a v závěru je patrná stabilizace podílu zemědělských pracovníků na celkovém počtu pracovníků NH ČR na úrovni okolo 2,3%. Průměrný koeficient růstu činí 0,956 a průměrný absolutní úbytek dosahuje hodnoty 0,213%. Svou roli zde hraje také fakt, že v počátku sledovaného období, před zahájením vstupu ČR do EU, byl vývoj agrárního sektoru ovlivňován především rezortní politikou MZe, jež byla počínaje rokem 1998 uplatňována v souladu s Koncepcí agrární politiky pro období před vstupem do EU. V roce 2004 došlo spolu se vstupem do EU k přijetí SZP EU, což pro české zemědělství znamenalo významný přelom. Jednalo se o důležitý mezník historie ČR, který má své bezpečnostní i hospodářské aspekty. Významnou roli představuje zapojení do společného trhu, technologická opora i ekonomická síla sjednocující se Evropy. České firmy se staly atraktivnějšími pro zahraniční investory a došlo k nárůstu jejich mezinárodní věrohodnosti. Zároveň došlo ke zvýšení konkurence, jež by měla být hnacím motorem pro zefektivnění výroby (Tvrdon a kol., 2005).

Klesající podíl odvětví zemědělství, lesnictví a rybářství na celkové HPH ekonomiky byl v evropském kontextu běžným jevem ve všech členských státech s výjimkou Dánska.

V období 1995 – 2012 byl nejvýraznější pokles evidován v méně rozvinutých zemích, kde zemědělství nabývalo většího významu. K těmto zemím patřilo především Bulharsko, Rumunsko a Litva. Naopak v rozvinutých zemích, kde váha tohoto odvětví v ekonomice nabývala již relativně nižší váhy, byly úbytky minimální. Ztrátu do jednoho procentního bodu evidovalo Rakousko, Německo, Lucembursko, Belgie a Francie. Je tedy zřejmé, že vývoj na našem území neustále přibližuje ČR směrem k vyspělým západním ekonomikám (Kučera, 2014). Smutka a Steininger (2013) analyzovali vývoj zemědělství v období 1993 – 2007, tedy před vypuknutím globální krize, ve skupině deseti nových členských států EU, mezi které patří ČR, Polsko, Slovensko, Maďarsko, Bulharsko, Rumunsko, Slovinsko, Estonsko, Lotyšsko a Litva. Z výsledků je zřejmé, že agrární sektor výrazně změnil svou pozici v národním hospodářství u všech analyzovaných členských států. Podíl zemědělství na HDP celé skupiny zemí se snížil z více než 7% na hodnotu cca 4%, což představuje pokles podílu o 40 – 50%. Nejvýznamnější pokles byl zaznamenán v ČR, Polsku, Bulharsku, Slovinsku a Rumunsku. Zároveň však hodnota výkonu odvětví zemědělství v analyzované skupině zemí klesla pouze o 13% a to především v Bulharsku, ČR, Lotyšsku a na Slovensku. Naopak Polsko, Maďarsko a Slovinsko dokázaly hodnoty zemědělské produkce stabilizovat. Analýzou vývoje výkonnosti sektoru zemědělství jednotlivých zemí bylo zjištěno, že i přes pokles významu odvětví zemědělství v rámci NH všech analyzovaných zemí se jeho efektivnost v porovnání s celkovou produkcí výrazně zvýšila, a to především ve vztahu k počtu zaměstnanců činných v agrárním sektoru. Všechny země evidovaly v průběhu sledovaného období značný nárůst vygenerované hodnoty produkce na jednoho pracovníka, což bylo způsobeno především tím, že zatímco hodnota zemědělské produkce klesla cca o 13%, tak počet zaměstnanců se snížil z 9,4 mil. na necelých 5,6 mil., tedy o 40%. Hlavním důvodem růstu produktivity zemědělského sektoru ve vztahu k počtu pracovníků je růst investic, především do strojního zařízení. Jen v letech 1993 – 2007 se v analyzovaných státech zvýšila hodnota investic do strojů a zemědělské techniky o 20%, zatímco hodnota investic do půdy, produkce plodin a hospodářských zvířat se výrazně snížila. Lze očekávat, že investice, jakožto důležitá složka ovlivňující vývoj agrárního sektoru jednotlivých zemí, budou hrát v budoucnu velmi důležitou roli v procesu restrukturalizace agrárního sektoru jednotlivých analyzovaných států a země s potenciálem být konkurenceschopné na evropském i světovém agrárním trhu budou podporovat tok investic plynoucích do zemědělství.

2.2 Společná zemědělská politika Evropské unie

Evropské integrační procesy hrají významnou roli v rámci celosvětových integračních procesů. Zejména po roce 1989 vznikla reálná možnost ekonomické a politické integrace téměř všech evropských států. Zásadním předpokladem pro zahájení jednání o členství je úspěšné dokončení a konsolidace procesu politické a ekonomické transformace přidružených států. Vzhledem k tomu, že zemědělství je označováno za nejnákladnější a politicky nejcitlivější část politiky EU, je SZP považována za jednu z největších překážek rozšíření EU o další přidružené země (Svatoš a kol., 1999). SZP je jednou z nejstarších a nejrozsáhlejších politik EU, jež vznikla především z politických a ekonomických důvodů. V úvahu byly brány především specifické rysy zemědělství, kdy vzhledem k významné roli přírodních podmínek nejde stanovit objem produkce jako v jiných odvětvích. Mezi další faktory patřilo zajištění výživy obyvatel, cenová stabilita, podpora nových rodinných farem a ustálení příjmů spojené s rovnocennou úrovní venkovské a městské populace (Fojtíková a Lebieczik, 2008). První politické aspekty SZP byly definovány v roce 1958 v člancích Římské smlouvy a v roce 1962 došlo k oficiálnímu přijetí této politiky. Povaha a cíle SZP se neustále mění v důsledku jednotlivých reforem, které zajišťují její dlouhodobou funkčnost a podílejí se na její současné podobě (Machálek a kol., 2008).

Reformy společné zemědělské politiky

Nutnost reformy SZP byla zřejmá již od zavedení jejích principů vymezených Římskými smlouvami. Základní cíle této politiky stanovené článkem 39 Římské smlouvy zahrnují: podporu příjmů zemědělských pracovníků, zvýšení efektivity produktivity zemědělství, stabilizaci trhů, zajištění patřičných cen pro spotřebitele a zajištění pravidelných dodávek, což lze chápat jako snahu o dosažení přiměřené úrovně soběstačnosti v zásobování potravinami. Dílčí cíle se týkají pomoci zemědělským a venkovským komunitám ve vzdálenějších a jinak znevýhodněných oblastech a ochrany krajiny (Colman a Young, 1989). Začátkem sedmdesátých let bylo dosaženo soběstačnosti, zemědělci dosáhli patřičné životní úrovně a současně ceny pro konečné spotřebitele byly velmi výhodné. Na druhou stranu se začala projevovat negativa dosažené potravinové bezpečnosti. Ze společného rozpočtu na SZP čerpaly téměř 80% velké farmy a na drobné farmy zbývalo pouze 20%. Původní systém SZP stavěl do popředí intenzivně hospodařící velkofarmy, což vedlo k nepříznivým dopadům na životní prostředí a zároveň dotace cen domácí produkce znesnadňuje až znemožňuje přístup rozvojových zemí na evropské trhy (Svatoš a kol., 2009).

V období let 1973 – 1988 rostl objem zemědělské produkce o 2% ročně, ale poptávka na vnitřním trhu stoupala meziročně pouze o 0,5%. Rostoucí objemy subvencovaných exportů byly finančně náročné a zároveň deformovaly vývoj světových cen zemědělských produktů, což přinášelo kritiku ze strany obchodních partnerů (Bečvářová a Zdráhal, 2013). Zvyšující se rozpočtové problémy vedly Evropskou komisi k nutnému jednání v podobě prvních pokusů o reformu SZP. V roce 1984 byly zavedeny mléčné kvóty, které byly důležitým reformním prvkem a měly významný vliv na pokles přebytku mléka a mléčných výrobků spolu s poklesem rozpočtových výdajů na mléčný sektor. Ačkoli přijatá opatření měla pozitivní dopad, docházelo nadále k celkovému nárůstu výdajů a rozpočtová situace Společenství byla Evropskou komisí přirovnána k počátku bankrotu. Počátkem roku 1988 souhlasila EK s omezením produkce obilovin a maximální garantované množství bylo uplatněno také u olejnin a proteinových rostlin, čerstvého a zpracovaného ovoce a zeleniny, olivového oleje, vína a bavlny (Svatoš a kol., 2009).

Postupnými reformami SZP byly upraveny mechanismy, které slouží k dosahování stanovených cílů (Milicevic, 2023). Následující přehled v tabulce 2 zahrnuje jednotlivé reformy SZP a dosažené výsledky od roku 1992.

Tabulka 2: Reformy Společné zemědělské politiky od roku 1992

Rok²	Reforma	Charakteristika reformy
1992	MacSharryho	Zavedení přímých plateb jako kompenzace za snížení přímých cenových podpor. Přímé platby se vztahovaly na obdělávanou plochu nebo na stavy zvířat a byly podmíněny uvedením určitého procenta půdy do klidu (Pělucha, 2006). Jednalo se o první reformu, jež tržní opatření částečně uvedla do souvislosti s rozvojem venkova (Tomšík, 2009).
2000	Agenda 2000	Zavedením konceptu tzv. dvou pilířů SZP reforma výrazně silnější orientaci zemědělské politiky na multifunkčnost a udržitelnost. Reforma si kladla za cíle větší orientaci na trh a větší konkurenceschopnost, potravinovou bezpečnost a kvalitu potravin, stabilizaci zemědělských příjmů, integraci environmentálních aspektů do SZP, podporu životaschopnosti venkovských oblastí orientací na multifunkční zemědělství,

² Rok, kdy reforma vstoupila v platnost.

		posílení soudržnosti prostřednictvím lepší konkurenceschopnosti zemědělství a vyšší míry diverzifikace (Tomšík, 2009).
2003	Mid-term Review	Reforma byla rozdělena na horizontální oblast a tržní opatření. Tržní opatření se vztahovala na úpravu půdy vyjmuté z produkce, hovězí maso, bramborový škrob, obilí, mléčné výrobky aj. Horizontální oblast zahrnovala odstranění vazby přímé platby na produkci a zavedení jednotné platby na farmu tzv. decoupling , podmíněnost plateb na respektování určitých standardů tzv. cross compliance , částečný přesun prostředků z I. pilíře SZP určených pro přímé platby do II. pilíře určeného pro rozvoj venkova tzv. modulace , zavedení zemědělského poradenského systému , jež bude farmářům pomáhat s aplikováním standardů a také ověřovat jejich plnění (Pělucha, 2006).
2009	Health check	Záměrem Kontroly stavu SZP bylo především její zjednodušení a zefektivnění. Hlavní opatření byla postupné rušení mléčných kvót, pevnější oddělení podpory od produkce, pomoc odvětvím se specifickými problémy, podpora zemědělců působících ve znevýhodněných oblastech nebo provozujícím činnost vystavenou rizikům, rozšíření režimu jednotné platby na plochu, změny a posílení modulace, zrušení vynětí půdy z produkce, investiční podpora pro mladé zemědělce, úprava intervenčních mechanismů a podmíněnost (Bečvářová a Zdráhal, 2014).
2014	SZP po roce 2013	Reforma se týkala období let 2014 – 2020. Součástí reformy bylo tzv. ozelenění, tedy platby za zavedení zemědělských postupů šetrných k životnímu prostředí, větší rovnováha při rozdělování podpor, lepší zacílení podpory příjmů na mladé zemědělce a zemědělce v oblastech s přírodními omezeními a v odvětvích s nízkými příjmy (Evropská rada, 2019). Pro roky 2021 – 2022 bylo stanoveno dvouleté přechodné období, jelikož původní termín pro předložení Strategického plánu SZP nebyl dodržen z důvodu zpoždění schvalování legislativy na evropské úrovni (eAgri, 2021).

2023	Strategický plán SZP na období 2023 - 2027	V rámci SP SZP Komise stanovila deset konkrétních cílů, mezi které patří obnovení rovnováhy sil v potravinovém řetězci, zvýšení konkurenceschopnosti, dosažení spravedlivého příjmu, znalosti a inovace, ochrana kvality potravin a zdraví, dynamické venkovské oblasti, podpora generační obměny, zachování krajiny a biodiverzity, péče o životní prostředí a opatření v oblasti změny klimatu (DG AGRI, 2023).
------	--	---

Zdroj: Vlastní zpracování

Jednotlivé reformy SZP postupně přesunuly do pozadí podpory produkce a odbytu a naopak přeměrovaly pozornost do oblasti rozvoje venkova, jež je součástí druhého pilíře SZP. V rámci rozvoje venkova je důraz kladen na multifunkční úlohu zemědělství, tvorbu nových pracovních míst, podporu kulturního dědictví, diversifikaci činností, udržení venkovského osídlení a jiné. Důležitou roli zde hrají samotní zemědělci, jejich úkolem už není jen produkce surovin a potravin, ale mají za úkol řadu dalších funkcí směřujících k údržbě a ochraně životního prostředí a krajiny, či rozvoji podnikatelských aktivit na venkově (Pělucha, 2006).

2.3 Agrárně politické nástroje

K dosažení souboru cílů lze použít různých politických nástrojů, jako např. variabilní dovozní poplatky s minimálními sazbami, vývozní subvence, intervenční nákupy na podporu cen, produkční kvóty a cla, opatření na pomoc při likvidaci odpadů a řízení přebytků produkce. V průběhu času a v závislosti na měnících se okolnostech se přidávají nové nástroje politiky, staré se ruší a mění se pravidla fungování, aby byla udržena rovnováha mezi cíli. Ačkoli jiné země mají jiné cíle a kladou důraz na jiné prvky politiky u mnoha cílů a nástrojů převládá stejný vzorec (Colman a Young, 1989). Každá národní i nadnárodní politika orientovaná na zemědělství jako specifickou část NH nebo na určitou zájmovou skupinu v zemědělské prvovýrobě či odbytu musí být definována třemi stěžejními navzájem propojenými primárními elementy:

- „cílem či účelem této politiky,
- nástroji sloužícími k dosažení těchto cílů
- a pravidly či směrnici, které upravují působení prostředků této politiky“. (Svatoš a kol., 2009, str. 56).

Tvůrci politik přijímají množství různorodých nástrojů k ovlivňování zemědělského sektoru. Dle přístupu Colmana a Younga jsou nástroje seřazeny podle toho zda jsou uvaleny: přímo na úrovni zemědělského podniku, na národní hranici, nebo na jiné části domácího trhu. Podoba této trojrozměrné klasifikace je uvedena v následující tabulce 3.

Tabulka 3: Klasifikace vybraných politických nástrojů

Úroveň užití nástrojů

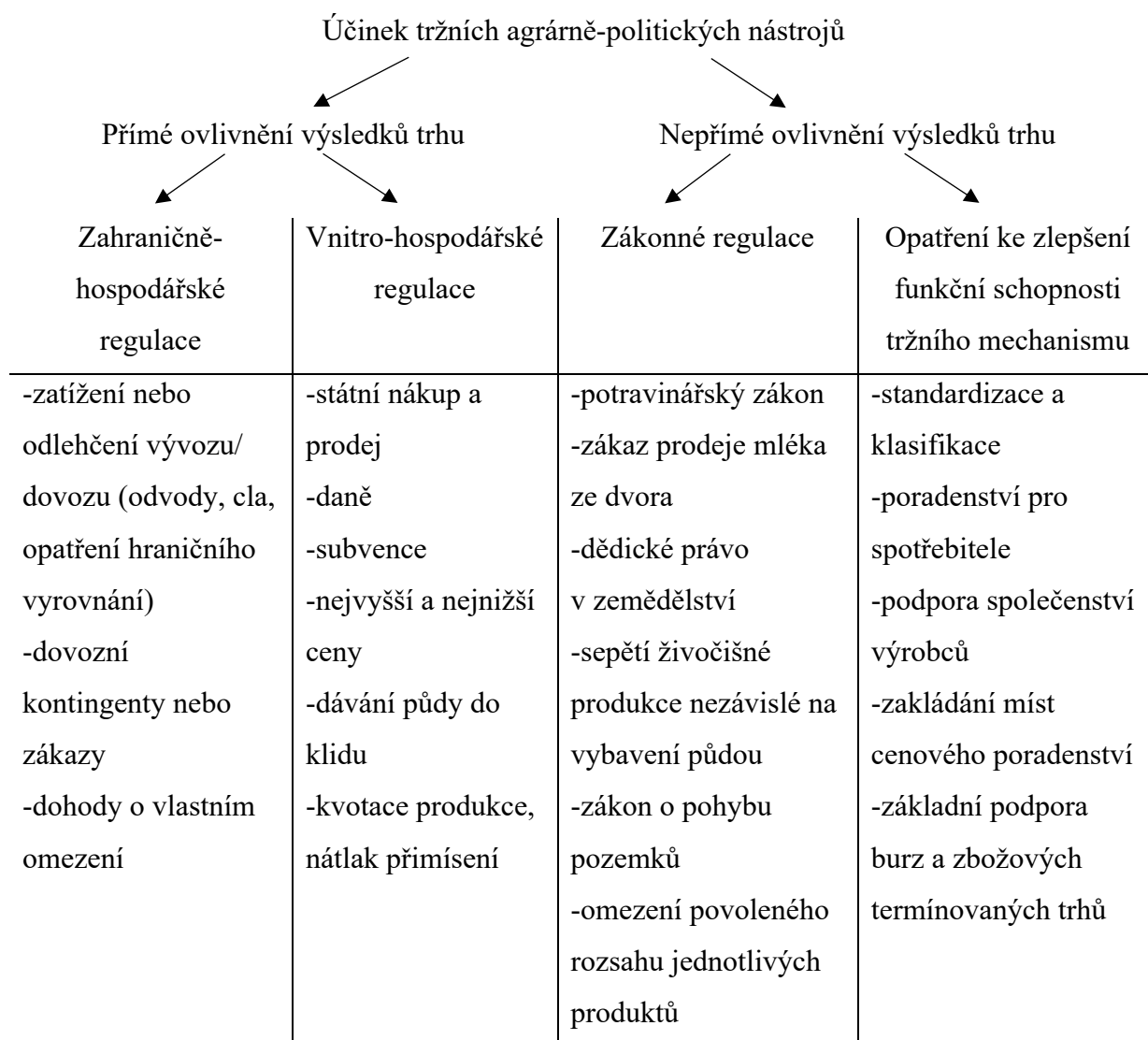
zemědělská	tržní	hraniční
1. státní subvence	9. polovládní obchodní a marketingové společnosti	15. importní tarify, přírážky nebo cla
2. produkční podpory	10. intervenční nákupy	16. exportní cla nebo podpory, importní kvóty
3. dotování vstupů	11. potravinové dotace spotřebitelům	17. netarifní bariéry
4. investiční granty	12. spotřební daně	
5. produkční nebo výměrové kvóty	13. dotace zpracovatelskému průmyslu	
6. nucené potravinové odvody	14. veřejné investice do vzdělání, výzkumu a infrastruktury	
7. uvedení půdy do klidu		
8. pozemkové reformy		

Zdroj: Colman a Young (1989)

Svatoš a kol. (1999) ve své práci uvádí schéma soustavy tržních agrárně-politických nástrojů, dle kterého lze výsledek trhu přímo či nepřímo ovlivnit nástroji zemědělské tržní politiky. Působí-li státní regulace přímo na ceny a množství, čímž přímo ovlivňuje proces tvorby cen, jedná se o přímé ovlivnění výsledku trhu. Využít lze zahraničně-hospodářských a vnitro-hospodářských regulací přičemž v rámci relativně silně integrovaného NH do mezinárodní dělby práce jsou možnosti jak ovlivnit výsledek trhu pomocí vnitro-hospodářských regulací velmi omezené. Domácí zvýšení cen bez vnější ochrany je téměř nemožné, nebo značně nákladné a použití vnitro-hospodářských regulací je tak zpravidla doplněno zahraničně-hospodářskými regulacemi, které mohou zahrnovat celou řadu opatření. Mezi nejvýznamnější vnitro-hospodářské regulace patří státní nákup a prodej.

V případě zahraničně-hospodářských nástrojů se jedná o zatížení dovozu odvody, hodnotovými cly a vyrovnávacími opatřeními na hranicích. Naopak pokud výsledek trhu ovlivní státem stanovená určitá data, kterým se nositelé rozhodování přizpůsobují, jedná se o nepřímá opatření mezi které patří např. zákonné regulace, nebo opatření ke zlepšení funkční schopnosti tržního mechanismu. Poměrně velkou úlohu v tvorbě cen na zemědělských trzích hrají zákonné regulace, především různé zákony o potravinách, jejichž smyslem je především ochrana spotřebitele.

Schéma 1: Soustava tržních agrárně-politických nástrojů



Zdroj: Svatoš a kolektiv (1999, str. 84)

2.3.1 Nástroje před vstupem do Evropské unie

Období centrálně plánované ekonomiky s sebou přineslo řadu problémů od likvidace soukromovlastnických vztahů, nadprodukce potravin z důvodu nadměrných dotací až po poškození venkovských oblastí. Již od počátku přechodu k tržnímu systému došlo k rychlému poklesu zemědělské výroby. Ekonomická situace zemědělců byla zatížena nevhodným rozdělením a nízkou intenzitou výroby, zdražováním dovážených vstupů v důsledku znehodnocování české měny a vysokou úrokovou mírou. V návaznosti na uvedené problémy se priority agrární politiky zaměřovaly na:

- tvorbu legislativního rámce pro definování podmínek podnikání a přijetí zemědělského zákona č. 252/1997 Sb., který stanovuje způsoby formulování cílů zemědělské politiky a nástrojů podpory zemědělství,
- zřízení Podpůrného garančního rolnického a lesnického fondu (PGRLF) s cílem zlepšit podnikatelům podmínky pomocí zpřístupnění úvěrů a krytím úvěrových rizik,
- tvorbu dotačních titulů na útlum výroby, podporu změn struktury a nárůst péče o neobnovitelné zdroje energie a suroviny,
- zřízení státního fondu tržní regulace (SFTR), jehož cílem bylo vyrovnávat převis nabídky nad poptávkou. Regulace se nejprve týkala pouze mléka a potravinářské pšenice, ale vzhledem k přetrvávajícím dílčím nerovnováhám na trzích dalších komodit bylo působení SFTR vztaženo i na další hlavní zemědělské produkty.

V období před vstupem do EU putovala největší část výdajů agrární politiky na podporu trhů. Vzhledem k disparitě domácích a světových cen se tato podpora vztahovala z velké části na komodity živočišné výroby (Svatoš, 2009).

V roce 1993 vláda ČR schválila dokument Základní principy zemědělské politiky vlády ČR do roku 1995 a na další období, jehož základním záměrem byla podpora zvýšení konkurenceschopnosti a motivace nových vlastníků. Roku 1997 vstoupil v platnost již zmíněný zákon o zemědělství, jehož cílem bylo rovněž vytvářet podmínky pro zaopatření základní výživy obyvatel, zajištění potravinové bezpečnosti z národních zdrojů a k podpoře mimoprodukčních funkcí venkovských oblastí. V roce 1999 vzala vláda ČR v potaz Koncepci resortní politiky MZe před vstupem do EU. Dokument vymezoval základní cíle pro tzv. etapu Revitalizace v období 1999 – 2001 a pro etapu Adaptace, jež trvala od roku 2001 až do doby vstupu do EU. V jednotlivých přístupech i nástrojích poreformní

zemědělské politiky docházelo k relativně podstatným změnám (Bečvářová a Zdráhal, 2014), které jsou zřejmé i z následující tabulky 4.

Tabulka 4: Regulace podpor agrárního sektoru (mil. Kč)

Agrární sektor a spotřebitelé	1995 -1997 (mil. Kč)	%	1998 – 2000 (mil. Kč)	%	2001 – 2002 (mil. Kč)	%
Podpora cen	40 390	59	47 605	51	35 552	50
- zemědělských	34 863	51	47 416	51	35 460	50
- spotřebitelských	5 527	8	189	0	92	0
Přímé podpory	915	1	17 008	18	16 129	23
Subvence vstupů a úlevy plateb	16 675	25	16 988	18	13 194	19
Obecné služby	9 960	15	11 214	12	6 147	9
Celkem	67 940	100	92 815	100	71 022	100
Výdaje daňových poplatníků						
Přímé podpory	915	4	15 760	40	14 705	48
Subvence vstupů a úlevy plateb	13 875	56	12 348	31	9 713	32
Obecné služby	9 960	40	11 230	29	6 147	20
Celkem	24 750	100	39 338	100	30 565	100

Zdroj: Svatoš, 2009

Z uvedeného hodnocení objemu podpor dle věcného zaměření je zřejmé, že situace agrárního sektoru v daném období odráží strukturu výdajů do zemědělství. V letech 1995 – 1997 směřovala stěžejní část výdajů na podporu cen prostřednictvím celní ochrany a subvencí vývozu, které činily téměř 60 % z celkových podpor. Nejvyšší podíl na této části výdajů připadal na subvence pro vývoz mléka a mléčných výrobků. Vzhledem k asijské finanční krizi a celkovému snížení poptávky na světových trzích způsobující propad cen došlo v následujících letech k dalšímu růstu množství podpor cen. V návaznosti na větší růst světových cen klesla hodnota cenových podpor až v letech 2000 – 2002. Další součástí podpor směřovaných do zemědělství byly přímé platby, jejichž podíl postupně narůstal z 1% až na 23% v roce 2002. Zároveň účel přímých podpor nezahrnoval již pouze revitalizaci zemědělského sektoru, ale začínaly se prosazovat i dotační tituly určené k podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství a méně příznivých oblastí. Naopak subvence vstupů

a úlevy plateb vykazovaly v průběhu sledovaného období klesající tendenci. Součástí této kategorie jsou zejména nástroje PGRLF, díky kterým mohou podnikatelé získat financování z cizích zdrojů. V počátečních fázích transformace se však jednalo o velmi významný regulační nástroj, jež do značné míry přispěl k rozvoji odvětví zemědělství. Zároveň klesající podíl subvencí vstupů a úlev plateb na celkových dotacích vypovídá o ukončení rozvojové fáze sektoru. V rámci transferů od daňových poplatníků výrobcům je profilace přímých podpor na úkor podpor vstupů ještě více patrná. Z hlediska komoditního složení cenových podpor, měřených pomocí odhadu produkčních podpor, je evidentní převaha výdajů v komoditách živočišné produkce. Nejvyšší hodnota podpor směřuje do sektoru výroby mléka a s výjimkou let 1997 a 1998 také sektoru vepřového masa. Naopak drůbeží a částečně i hovězí maso se v průběhu sledovaného období podílelo na celkových cenových podporách málo a to především díky možnosti domácí výroby za ceny blízké cenám referenčním. Řízení trhu komodit, jako jsou mléko, cukr a plodiny na orné půdě, převzal v přechodné fázi adaptace Státní zemědělský intervenční fond (SZIF), jež byl přijat v roce 2000 zákonem č. 256/2000 Sb. o Státním zemědělském intervenčním fondu a byl náhradou za původní SFTR (Svatoš, 2009).

2.3.2 Nástroje po vstupu do Evropské unie

Vstupem do EU se stala ČR rovněž součástí SZP EU, což přineslo našemu zemědělství významný nárůst finančních prostředků. Zároveň bylo nutné přizpůsobit se vývoji evropské legislativy, systému tržní regulace a pravidlům financování pro nové členské státy (Fajmon, 2006). Na druhou stranu některé z nových regulí přispěly k růstu naší závislosti na zahraničních dodavatelích, čímž domácí zemědělství utrpělo. Příkladem je tzv. cukerní reforma, jež vstoupila v platnost v roce 2006 (Toman a kol., 2012). V důsledku této reformy přišla ČR o 22,5% kvóty cukru, čímž došlo k úměrnému poklesu ploch řepy a výroby cukru. V rámci systému tržní regulace v EU byly zavedeny kvóty i pro pěstování některých dalších plodin a pro produkci mléka. Zákázána byla také podpora pro vysazování nových vinic. Uvedené změny se rovněž promítly na komoditní skladbu ČR (Úřad vlády ČR, 2023). Zároveň rozšíření EU představovalo pro původní EU-15 značnou konkurenci zemědělství nových členských států. Přijetí podmínek SZP tak nebylo pro nové členské státy rovnocenné. Kromě zmíněných stanovených produkčních limitů v oblasti rostlinné a živočišné výroby byly výsledem přístupových jednání pro české zemědělce také přímé platby v rozsahu 25% úrovně států EU-15 s 5% nárůstem do roku 2007 a 10% nárůstem

v dalších letech s možností doplácet až 30% z národních zdrojů. V letech 1995 – 2001 rostly výdaje na zemědělskou politiku v průměru o 22% ročně, přičemž docházelo k postupnému poklesu výdajů na finanční vstupy zemědělců na úkor subvencí a dotací. V roce 2005 směřovaly výdaje na zemědělství z rozpočtu EU a ČR na přímé platby (45%), HRDP (18%), národní podpory (20%), OP a SAPARD (13%) a organizaci trhu (4%). Přímé platby jsou velkým stimulem pro zemědělce setrvávat v odvětví rostlinné výroby. V případě živočišné výroby se však zemědělci dostávají do problémů s udržení konkurenceschopnosti, což je zřejmé především v sektoru vepřového masa, kde dochází k poklesu stavů prasat a prohlubování negativní bilance zahraničního obchodu (Svatoš, 2009).

Strategie ve vztahu k zemědělství a podpoře rozvoje jeho podnikatelských subjektů se vyvíjejí a mění v zemědělských politikách všech zemí. Dle Bečvářové (2007) dochází k rozšiřování forem dotací s nižšími deformačními účinky. V hospodářsky vyspělých zemích se formy podpory mění do podoby programů podpory oddělené od objemu, struktury a cen produkce. Výjimku představuje podpora vybraných citlivých sektorů, které čelí určitým obtížím a zároveň mají mimořádnou důležitost z hospodářských, sociálních nebo environmentálních důvodů.

Podpory lze vymezit podle zdroje finančních prostředků. Zemědělci mohou čerpat finanční prostředky z národních a evropských zdrojů, které se v praxi často vzájemně doplňují. Administrativa i vyplácení evropských dotačních titulů i národních doplňkových plateb je v rukou Státního zemědělského intervenčního fondu (SZIF). Dle MZe ČR (2022) lze v současnosti základní podpory agrárního sektoru a venkova rozdělit následujícím způsobem:

- **Podpory v rámci politiky rozvoje venkova a rybářství**

V této části podpor je zahrnut především Program rozvoje venkova ČR a dále Operační program Rybářství a podpory agrárního sektoru z ostatních operačních programů a zdrojů. Program rozvoje venkova je financován jak z národního rozpočtu, tak z evropských zdrojů prostřednictvím Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova (EZFRV) a Nástroje na podporu členských států EU k zotavení z pandemie COVID-19 (MZe, 2022). Jednotlivé projekty jsou rozděleny do oblastí od inovací zemědělství či lesnictví a venkovních oblastí, přes podpory konkurenceschopnosti, soustředění se na organizaci potravinového řetězce, dobré životní podmínky, podporu sociálního rozvoje venkova až po podporu přechodu na nízkouhlíkovou ekonomiku s ohledem na klima a ekosystémy. Volba

projektů je primárně v režii jednotlivých členských států. Intervence jsou rozděleny do dvou oblastí, a to na plošné intervence a intervence cílené na chov hospodářských zvířat, jež jsou označovány jako neprojektová opatření, a na projektové intervence (SZIF, 2023). V roce 2022 bylo v rámci opatření PRV 2014 - 2020 vyplaceno celkem 14,0 mld. Kč. Na tzv. plošná opatření, resp. provozní podpory bylo vyplaceno 9,2 mld. Kč a na tzv. investiční opatření to bylo 4,8 mld. Kč. Nejvíce podpor vyplacených ze zdrojů EZFRV směřovalo na Platby pro oblasti s přírodními či jinými zvláštními omezeními (LFA – ANC), Agroenvironmentálně-klimatické opatření, Investice do hmotného majetku a Ekologické zemědělství.

- **Přímé platby**

V současnosti zauímají v ČR největší podíl vyplácených finančních prostředků určených na dotace v zemědělství přímé platby. V průběhu přechodového období, v letech 2021 a 2022, tvořila nejvýznamnější složku přímých plateb poskytovaných z rozpočtu EU tzv. jednotná platba na plochu zemědělské půdy (SAPS) a představovala okolo 55% celkové obálky určené na přímé platby. V roce 2022 činil celkový příjem plateb ze zdrojů EU pro ČR 11 409,5 mil. Kč. Celkem žádalo o platbu 30,3 tis. zemědělských subjektů na plochu o výměře 3,53 mil. ha z. p. a sazba dosahovala 3 213,9 Kč/ha. Nedílnou součástí opatření SAPS je platba udělovaná za zemědělské postupy prospěšné pro klima a životní prostředí, tzv. ozelenění, na které je z celkové obálky pro přímé platby vyčleněno zhruba 30%. Další součástí vícesložkového modelu přímých plateb ze zdrojů EU jsou platby pro mladé zemědělce, kompenzace finanční disciplíny a dobrovolná podpora vázaná na produkci (Voluntary Coupled Support VCS). Česká republika rozhodla pro období od roku 2015 o podpoře citlivých sektorů ve výši 15% roční obálky na přímé platby, což představuje v průměru částku cca 3,46 mld. Kč ročně. Finanční prostředky slouží na podporu citlivých komodit, mezi které patří brambory určené na výrobu škrobu, konzumní brambory, chmel, ovoce a zelenina s vysokou a velmi vysokou pracností, cukrová řepa, bílkovinné plodiny, telata masného typu, krávy s tržní produkcí mléka a pasené ovce a kozy. V průběhu přechodového období pokračovala rovněž výplata přechodných vnitrostátních podpor, jež jsou pokračováním národních doplňkových plateb a jsou hrazeny výhradně z národních zdrojů. Žádosti se vztahují na chmel, brambory pro výrobu škrobu, přežvýkavce, chov ovcí, koz, chov krav BTPM a na zemědělskou půdu, přičemž v roce 2022 byla na tyto platby vyčleněna celková částka 532,3 mil. Kč, z toho na zemědělskou půdu bylo vymezeno 77%.

- **Národní podpory a opatření**

Širokou škálu představují také národní podpory a opatření v gesci MZe ČR, případně jiných institucí. Krom již zmíněných PVP směřuje značná část podpor například do opatření nákazového fondu, zlepšení životních podmínek zvířat, podpora zpracování zemědělských produktů a zvyšování konkurenceschopnosti potravinářského průmyslu, ale například i prevence záplav, odstranění povodňových škod, odstranění usazenin, rekonstrukce rybníků, podpora zemědělského pojištění vyplácená PGRLF a další. Kompletní seznam národních podpor a opatření včetně vyplacených částek je každoročně zveřejňován v aktuální Zprávě o stavu zemědělství ČR.

- **Podpory tržních cen a organizace trhu**

Podpory tržních cen zahrnují podpory cen výrobců a podpory cen spotřebitelů. V rámci Společné organizace trhu (SOT) jsou vypláceny prostředky na komodity mléko, víno, ovoce a zeleninu, včelařské produkty a dále směřují výdaje na propagaci zemědělských produktů, zemědělské BPS a fotovoltaické elektrárny a v roce 2022 se jedná také o mimořádné podpory na přizpůsobení pro producenty v zemědělských odvětvích. V rámci mimořádných opatření byly vyplaceny podpory chovatelům dojníc, prasnic, kuřat na maso, pěstitelům konzumních brambor a jablek. V roce 2022 činily výdaje na SOT a ostatní tržní regulace celkem 6 679,4 mil. Kč, v porovnání s předchozím rokem došlo k nárůstu o 846,8 mil. Kč. Převážná část prostředků je hrazena z národních zdrojů (89,02%) a nižší část je hrazena ze zdrojů EU (10,98%). Největší položkou hrazenou výhradně z národních zdrojů jsou zemědělské BPS a fotovoltaické elektrárny, na které je udělována podpora formou výkupních cen a zelených bonusů vázaných na množství vyrobené elektrické energie.

- **Institucionální zázemí rozvoje venkova**

Zahrnuje organizační a institucionální zabezpečení, včetně celostátní sítě pro venkov, a programové zabezpečení (MZe, 2022).

2.4 Evropský model zemědělství

Ekonomický význam zemědělství v rámci NH je nutné vnímat i se započtením jeho mimoprodukční funkce pro společnost. V roce 2022 tvořil zemědělský půdní fond více než polovinu výměry ČR (53,2%) a představuje tak značný prostor pro životní prostředí, tvorbu krajiny a rekreační účely především městské části české populace. Vzhledem k produkční a mimoprodukční funkci lze zemědělství chápat jako strategické odvětví NH (MZe, 2022). Dle Státního zemědělského intervenčního fondu (SZIF) evropský model počítá se zemědělstvím jako multifunkčním disciplínou, jejíž strategie je založena na udržitelném rozvoji a stabilizaci venkova. Kritické diskuse o zemědělské politice vedly k formování evropského modelu zemědělství a multifunkčního zemědělství. České zemědělství je v podobě multifunkčního evropského modelu zemědělství důležitým předpokladem v koncepci národní strategie udržitelného rozvoje (Svatoš, 2005). Z pojmu trvale udržitelného rozvoje (TUR) vychází rovněž myšlenka trvale udržitelného zemědělství (TUZ), jež rozšiřuje základní cíle zemědělství, v podobě efektivity, produktivity a zisku, o cíl udržitelnosti, rovného sdílení zisků z využívání zdrojů, kvalitu životního prostředí a života společnosti. Smyslem TUZ je využívat zdroje pro produkci potravin a jiných produktů způsobem, který nemá negativní dopad na přírodní zdroje a je schopen naplňovat základní potřeby výrobců a spotřebitelů v dlouhodobém horizontu. V této souvislosti roste význam zemědělství pro společnost zabezpečováním celé škály rozmanitých činností, především péče o kulturní krajinu, o ochranu životního prostředí a zvířat, plnění požadavků spotřebitelů na kvalitu a bezpečnost potravin.

Právě koncepce evropského modelu zemědělství ukazuje dvojí roli tohoto odvětví ekonomiky, kdy kromě cíle produkce potravin existují i další cíle související s novými funkcemi zemědělství a rozvojem venkova. Reorientace politiky EU je důsledkem vývoje evropského zemědělství. Vzhledem k pokroku, kterého bylo v posledních desetiletích dosaženo, mění problém zásobování potravinami a potravinové bezpečnosti členských států EU svůj charakter. Roste význam otázek ochrany životního prostředí, rozvoje různých regionů a ochrany blahobytu venkovského obyvatelstva. Mění se také vnější podmínky pro rozvoj zemědělství EU. V současnosti je nejdůležitějším determinantem změn v zemědělství EU proces globalizace, který vytváří nový ekonomický řád založený na dominanci tržního mechanismu v mezinárodním měřítku. To s sebou přináší základní otázku ohledně dopadu tohoto vznikajícího nového řádu na světovou ekonomiku, ekonomiku jednotlivých zemí i na konkrétní odvětví, ekonomické subjekty, společnosti a konkrétní jedince (Kowalczyk a

Sobiecki, 2014). Evropské zemědělství mimo vlastní produkci zajišťuje i řadu dalších funkcí, které vytvářejí ve venkovském prostoru pozitivní externality. Z tohoto ohledu evropská legislativa významně ovlivňuje globální konkurenceschopnost. Příkladem mohou být přísnější standardy při výrobě, které evropští zemědělci musí dodržovat na rozdíl od jejich konkurentů v jiných částech světa. Do zemědělských aktivit zasahuje také legislativa ředitelství pro zdraví a spotřebitele, pro obchod a konkurenci nebo pro životní prostředí. Je tedy zřejmé, že vývoj mezinárodních dohod ohledně podmínek za jakých bude evropský trh akceptovat různé standardy značně ovlivní globální konkurenceschopnost. Na druhou stranu globální dimenze otevírá evropskému venkovu i nové příležitosti, které však závisí na adaptaci a diverzifikaci současných aktivit (Tomšík, 2009).

Významnou součástí multifunkčního modelu zemědělství je ekologické zemědělství (EZ), které v porovnání s konvenčním zemědělstvím reprezentuje odlišný způsob užívání přírodních zdrojů. EZ bylo v roce 2001 schváleno Radou ministrů zemědělství EU, jakožto cesta vedoucí k naplnění konceptu TUR (Šnobl, 2007). Základním principem je udržování a posilování zdravých půdy, ekosystémů a obyvatel jako celku. Teoretický základ ekologického hospodaření vychází z propojení prvků environmentální, sociální a ekonomické udržitelnosti. Zajistit rovnováhu uvedených protikladných principů v praxi je však problematické. Kritická diskuse o povaze ekologického zemědělství vyplývá z problematické organizace ekonomické činnosti tak, aby byla příznivá pro životní prostředí, sociálně spravedlivá a rovněž ekonomicky životaschopná, což v moderní a globalizované tržní společnosti není samozřejmostí. EZ je více než jakékoliv jiné odvětví závislé na ekonomické stimulaci. Náhle změny dotačních podmínek EZ, ale i konvenčního zemědělství, mohou znehodnotit podnikatelský záměr a poškodit zemědělský podnik. Zároveň by však EZ mělo být ve výši dotací zvýhodněno, především pro jeho prvořadý celospolečenský zájem produkce kvalitních zdravých biopotravin způsobem, jež nemá negativní dopady na životní prostředí a je tvůrcem tzv. pozitivních externalit. Vývoj EZ je již od svého vzniku determinován množstvím finančních prostředků směřujících do tohoto odvětví. Je zřejmé, že období nárůstu dotací bylo spojeno s rozšiřováním výměr a růstem počtu podniků a naopak v době přerušení vyplácení prostředků docházelo ke stagnaci (Svatoš, 2009). V současnosti je v České republice v systému EZ zaregistrováno 5 050 certifikovaných ekologických farem. Tyto farmy obhospodařují výměru 575 464 ha z. p., což na celkové výměře zemědělské půdy v ČR dle LPIS představuje podíl 16,2%. Nejvyšší výměry dosahují trvalé travní porosty 457 015 ha a orná půda 111 966 ha. Z dlouhodobého

hlediska lze ve vývoji EZ pozorovat pozitivní rostoucí trend, který by měl pokračovat i v následujících letech. V Akčním plánu bylo stanoveno šest měřitelných strategických cílů, dle kterých by v letech 2021 – 2027 mělo být dosaženo 22% podílu ekologických ploch na celkové zemědělské půdě ČR, 30% podílu orné půdy na celkové výměře půdy v EZ, podílu 4% biopotravin na celkové spotřebě potravin a nápojů, podílu 5% biopotravin ve veřejném stravování, navýšení rozlohy trvalých kultur v EZ o 10% a zajištění financování výzkumu a poradenství v EZ v rozsahu odpovídajícím podílu ploch EZ na celkové zemědělské půdě.

Na našem území je EZ charakteristické zejména extenzitním chovem masného skotu, koz a ovcí v zemědělsky méně příznivých oblast. Na trhu se tak uplatňuje především maso, mléko a mléčné výrobky. Pozitivním trendem je sice pozvolný, ale stálý růst ploch s rostlinnou výrobou. Rozšíření rostlinné výroby na orné půdě a dosažení významnějšího podílu na trhu s potravinami jsou však stále velkými výzvami pro české EZ (MZe, 2023). Dle Agrární komory ČR a Zemědělského svazu ČR je české zemědělství ekologické. V roce 2020 se v ČR hospodařilo v EZ na 15,3% zemědělské půdy, zatímco například v Polsku na 3,5%, v Nizozemsku na 3,9%, ve Francii na 8,8%, v Německu na 10,2% a na Slovensku na 11,7%. Vyšší podíl farem hospodařících v režimu EZ byl dosažen v Itálii, kde činil 16,0%, a v Rakousku dokonce 26,5% (AK ČR, 2020).

Orientaci evropského zemědělství na multifunkční podobu podporu tvorby pozitivních a eliminaci negativních externalit je nutné vnímat jako investici, která především v dlouhodobějším horizontu přinese evropskému venkovu efekty v podobě dosažení trvale udržitelného rozvoje (Tomšík, 2009).

2.5 Soběstačnost a potravinová bezpečnost

Mezi nejvýraznější procesy ovlivňující nejen světové hospodářství, ale do určité míry celou společnost, patří jednoznačně procesy globalizace, které se spolu se specifickými projevy a souvislostmi regionalizace prosazují i v odvětví zemědělství a celém agrárním sektoru (Bečvářová a Zdráhal, 2014). Hlavní trendy globálního vývoje jsou spojeny s omezenými zárukami geopolitické stability, lokálním protekcionismem, pokračující populační explozí ve světě, růstem bohatství rozvojových zemí, dopady klimatických změn ovlivňujících stabilitu světové zemědělské produkce, alternativním využitím zemědělských komodit, neefektivním využitím odpadů a plýtváním potravinami. S ohledem na tyto charakteristiky a setrvalé omezování hlavních vstupů, především zemědělské půdy, vzniká dlouhodobá potřeba zajištění růstu zemědělské produkce. Na světovém i evropském trhu dlouhodobě roste poptávka, čímž se nadále zvyšuje pravděpodobnost rostoucích cen většiny hlavních zemědělských komodit. Vzhledem k omezujícím faktorům růstu lze těchto cílů dosáhnout skrze udržitelnou intenzivní zemědělskou produkci s důrazem na zlepšování kvality půdy a na živočišnou produkci, jakožto odvětví s vysokou konverzí živin. Dosažení schopnosti takové produkce s optimální organizací zpracování a odbytu zemědělských produktů by ČR přineslo významnou strategickou i konkurenční výhodu i mimo evropské měřítko. V rámci rizik plynoucích z jednotného trhu může vyšší orientace na regionalizaci a síť lokálních zdrojů značně omezit dopady mimořádných výkyvů. Z pohledu strategie potravinové bezpečnosti je vhodné zajistit dlouhodobý cíl ekonomicky odůvodněné strategické úrovně produkce v základních zemědělských komoditách mírného pásu a odpovídajícího tržního podílu produkce zpracovaných zemědělských a potravinářských produktů, především těch s existujícím potenciálem konkurenceschopné produkce v našich podmínkách. V případě globálních či regionálních výkyvů by nerespektování patřičné úrovně soběstačnosti mohlo znamenat riziko sociální a ekonomické nestability země, jelikož skrze dynamiku uvedených trendů pravděpodobně nelze spoléhat na optimistické scénáře v oblasti aplikace nových zjištění vědy, výzkumu a biotechnologií v zemědělství. Příkladem lze uvést přetrvávající odpor řady zemí EU ke geneticky modifikovaným organismům (Hlaváček a kol., 2012).

Pojem „potravinová bezpečnost“ se v ČR vyskytoval již před rokem 1989 a jeho významem byla soběstačnost ve výrobě a zásobách potravin státu pro případ nouze. Dle závěru Světového potravinového summitu z roku 1996 se jedná o stav, v němž *„mají všichni lidé po celou dobu fyzický a ekonomický přístup k dostatečnému, bezpečnému a výživnému*

jídla, které uspokojí jejich stravovací potřeby a preference potravin pro aktivní a zdravý život.“ Dosažení potravinové bezpečnosti by mělo být zájmem každého odpovědného státu. Jedná se však o širokou problematiku zasazenou do kontextu klimatických podmínek, mezinárodních vztahů, technologického vývoje a procesu globalizace. Potravinová bezpečnost je integrální částí bezpečnosti ČR a o jejím významu svědčí rovněž skutečnost, že v aktualizovaném znění Bezpečnostní strategie ČR z roku 2011 je zajištění potravinové bezpečnosti chápáno jako strategický bezpečnostní zájem. V uvedeném kontextu jde o zabezpečení dostatečného množství kvalitních potravin pro obyvatele ČR jak za běžného stavu, tak i za krizových situací. Mezi základní předpoklady patří dlouhodobé zachování schopností domácí produkce, optimalizace zahraničního obchodu ČR s agrárními komoditami a funkčnost relevantních prvků kritické infrastruktury. Řešení problematiky potravinové bezpečnosti je významně ovlivňováno Společnou zemědělskou politikou EU, která značně ovlivňuje národní dotační politiku s následnými dopady na konkurenceschopnost domácí produkce. V podmínkách ČR plní hlavní úlohu MZe ČR, jakožto hlavní koordinátor zemědělské politiky a odborný orgán zabývající se otázkou potravinové bezpečnosti (Dymák, 2017).

Naopak pojem „bezpečnost potravin“ pocházející z anglického „food safety“ znamená bezpečnost potravin z hlediska zdravotního a hygienického a zahrnuje výrobu, distribuci a spotřebu potravin. Bezpečnost potravin je vzhledem k vědeckému pokroku, vyšší vzdělanosti obyvatel a změně životního stylu civilizace aktuální téma (Tvrdouš a kol., 2003). K bezpečnosti potravin se vztahuje potravinová legislativa, což je označení pro široké spektrum právních předpisů, které se z různých hledisek dotýkají potravin. Jedná se o předpisy, které se zabývají problematikou celého potravního řetězce od produkce potravinářských surovin, přes jejich zpracování, distribuci až po prodej konečnému spotřebiteli. Patří sem předpisy regulující kvalitu potravin, ochranu zdraví lidí, ochranu životního prostředí, hospodářské a finanční záležitosti. Užší oblast bezpečnosti potravin regulují předpisy zaměřené na rostlinnou a živočišnou produkci, hygienu, sanitace a správné praxe při zpracování, skladování, přepravě a prodeji potravin a dále na podniky veřejného stravování, předpisy definující limity mikroorganismů a limity škodlivých látek.

Nutnost postupně dosáhnout soběstačnosti u základních potravin našeho klimatického pásma vyplývá z vnitřních i vnějších podmínek naší ekonomiky. Mezi vnitřní podmínky patří zejména požadavek zajistit maximální krytí rostoucí potřeby potravin pro výživu obyvatelstva vlastní zemědělskou produkcí a ovlivnit tak stagnaci, či snížení

záporného salda obchodně platební bilance zahraničního obchodu se zemědělskými a potravinářskými výrobky. K vnějším podmínkám patří vývoj celosvětové výživové situace, která se přes určitý růst celkové zemědělské produkce v přepočtu na jednoho obyvatele v podstatě spíše zhoršuje, jelikož spotřeba roste rychlejším tempem než výroba. Vlastní produkce potravin je zpravidla ekonomicky výhodnější a nezávislost v rozhodujících potravinách je rovněž otázkou strategického významu. Starší ekonomická literatura často zaměňuje pojem soběstačnost za pojem autarkie, což jsou z formálního hlediska v podstatě synonyma. V důsledku společenského a hospodářského vývoje se však význam obou pojmů odlišil. Základními podmínkami autarkie byla neexistence zahraničně obchodních vztahů a shoda výrobní struktury se strukturou spotřeby. Autarkie spočívá ve snaze omezit vnější vztahy národní ekonomiky, což v sobě zahrnuje i prvek soběstačnosti, jelikož omezení či neexistence vnějších ekonomických vazeb jsou možné pouze v případě, kdy mezi domácími zdroji a domácí spotřebou je jak bilanční, tak i věcně strukturální rovnost (Jeníček, 1984).

Výživovou situaci ovlivňuje řada faktorů, zejména výroba, spotřeba a zahraniční obchod, jež je nutné brát při posuzování v úvahu. Ze zprávy o Stavu potravinové bezpečnosti a výživy ve světě v roce 2022 vydanou Organizací spojených národů je zřejmé, že i přes růst světové zemědělské produkce roste počet lidí postižených hladem. V roce 2021 dosáhl počet lidí postižených hladem 828 milionů, což je v porovnání s předchozím rokem nárůst přibližně o 46 milionů lidí. Celosvětová potravinová krize, která se vyznačuje nedostatkem a rostoucími cenami potravin, ovlivňuje globální stabilitu zejména v zemích s nízkými příjmy, které potraviny dovážejí (Jensen a kol., 2021). Mezi světovou zemědělskou produkcí a spotřebou na obyvatele existují zřetelné disproporce, kdy spotřeba roste rychleji než výroba. Další roli hraje nerovnoměrné geografické rozdělení světových oblastí s nedostatečnou výživou, jejichž koncentrace je především v místech s nižší produkcí a vyšším růstem populace (Jeníček, 1984).

Úroveň soběstačnosti je obecně určena rozsahem základních výrobních faktorů a stupněm jejich efektivního využívání. Kvalita výrobních faktorů, možnosti jejich použití a jejich rozmístění mají vliv na strukturu výroby. Možnost úplného využití výrobních faktorů je určena kvalitou, strukturou a množstvím výrobních potřeb, které kladně nebo záporně působí na uskutečňování daných změn ve věcné struktuře výroby. Pokud výrobní faktory nejsou v optimálním vztahu s množstvím a strukturou výrobních potřeb, je dosažení potřebné struktury výroby obtížné a neefektivní (Jeníček, 1984).

Celková soběstačnost představuje rovnovážný platebně bilanční vztah národní ekonomiky ve vnějších ekonomických vztazích. Podmínka neexistence zahraničně obchodních vztahů ani podmínka totožnosti výrobní a spotřební struktury zde neplatí. Historicky lze soběstačnost definovat jako rovnováhu mezi národními zdroji a domácí spotřebou, kdežto obecně se jedná o vztah dané ekonomiky ke světovému trhu. Tento vztah lze vyjádřit jak z širšího globálního hlediska, tak z užšího komoditního hlediska a podle toho následně rozlišovat soběstačnost bilanční a komoditní. Z hlediska zahraniční směny představuje bilanční soběstačnost dosažení nulového salda obchodně platební bilance. Jedná se o rovnost hodnotovou, kde je bilanční rovnováha vyjádřena v hodnotových jednotkách.

$$Q + D = P + V$$

kde: Q = hodnotový objem výroby,

P = hodnotový objem spotřeby,

D = hodnotový objem dovozu,

V = hodnotový objem vývozu.

Aby bylo dosaženo nulového salda zahraniční směny zemědělskopotravinářských výrobků, platí dále vztah:

$$S = \frac{Q}{P} * 100 ,$$

který vyjadřuje tzv. Míru bilanční soběstačnosti (S), jež je dána podílem hodnotového objemu domácí výroby k hodnotovému objemu domácí spotřeby. Pokud $Q > P$, je dosaženo přebytků, které jsou uplatněny buď na zahraničních trzích (pokud rovněž platí, že $V > D$) nebo jako zásoby. Pokud $Q < P$ jedná se o nesoběstačnost, jež je nutné vyrovnat dovozem a tedy platí, že $D > V$.

Komoditní výrobová soběstačnost představuje vztah mezi výrobou a spotřebou dané komodity, jejíž objem je možné vyjádřit ve fyzických jednotkách nebo cenovým ohodnocením. Tímto způsobem lze vyjádřit jednotlivou komoditu nebo skupinu, ale i soubor podobných zastupitelných komodit, jako chlebové a krmné obilí. Míra komoditní soběstačnosti je dána vztahem:

$$S = \frac{Q}{P} * 100 ,$$

který vyjadřuje poměr hodnotového/fyzického objemu domácí výroby dané komodity (Q) k hodnotovému/fyzickému objemu domácí spotřeby dané komodity (P).

2.6 Charakteristika zemědělství České republiky

Agrární politika a české zemědělství prošlo řadou koncepčních a nezbytných opatření jak ve smyslu transformačních procesů, tak ve smyslu přístupu nových konkurentů, trhů, ale rovněž omezení a příležitostí. Faktem je, že nově budovaná vize zemědělství vyplývá z dlouhodobého vývoje, ekonomických, sociálních a kulturních souvislostí. Současné české zemědělství tak lze charakterizovat následujícími ukazateli (MZe, 2003).

Celková výměra půdního fondu ČR činí 7 887 tis. ha. K 31. 12. 2020 činila výměra zemědělského půdního fondu ČR celkem 4 200 tis. ha. Na celkové rozloze půdního fondu se tak zemědělská půda podílí z 53,2%, z toho orná půda zaujímá 37,17% celkové výměry půdního fondu. Od roku 1999 ubylo na našem území 82 424 ha zemědělské půdy, především z důvodu rozšíření lesních porostů, vodních ploch a nárůstem výměry zastavených a ostatních ploch. Procento zornění se v průběhu času velmi pozvolna snižovalo ze 71,6% v roce 2005 na 69,8% v roce 2020. Dle bonitace zemědělského půdního fondu je zhruba 20% zemědělské půdy středně až velmi vysoce produkčních a zbývajících 80% je málo produkčních až produkčně nevýznamných půd. Bonitované půdně ekologické jednotky (BPEJ) nadále procházejí aktualizací a k průběžné modernizaci dochází také u systému BPEJ. Dle zastoupení plodin v LPIS na základě let 2015 až 2019 je průměrné ocenění podle hrubého ročního rentního efektu včetně plošných podpor v ceně 20,54 Kč/m². Výpočet ceny půdy zahrnuje především plošné podpory SAPS, které představují nedílnou složku ekonomiky zemědělských plodin v zemědělském podniku a v roce 2020 byla jejich hodnota 3 644,19 Kč/ha. Další částí jsou podpory za Greening ve výši 2 013,64 Kč/ha. V roce 2020 tak celková hodnota podpor s důchodovým charakterem tvořila 5 657,83 Kč/ha. Zemědělská půda v ČR je ohrožena především vodní erozí (52,8%), acidifikací (43%), utužením (49%) a nejvyšším stupněm větrné eroze je ohroženo 2,77% (Hofman a kol., 2021).

2.6.1 Zemědělská produkce

Především od přistoupení ČR k EU dochází s postupnou integrací ČR do společného trhu a implementací SZP EU k prohlubování strukturální nerovnováhy. Především ve struktuře zemědělské výroby a ve vztahu zemědělství k přírodním zdrojům se odehrává řada významných a mnohdy i negativních změn (MZe, 2016). Historicky bylo české zemědělství vzhledem ke svým půdním a klimatickým podmínkám rovnoměrně zaměřeno na rostlinnou a živočišnou výrobu. Po vstupu do EU se struktura českého zemědělství změnila v neprospěch živočišné výroby. Na našem území jsou rozhodujícími odvětvími živočišné

výroby chov prasat, skotu a drůbeže, přičemž hovězí maso je jediným druhem masa, jehož produkce převyšuje spotřebu. Ačkoli ČR vyváží živý skot, hovězí maso musí být dováženo a české zemědělství je v současné době silně dotováno (Šrédľ a kol., 2021).

Utváření relativně stabilní rovnováhy na trhu zemědělských a potravinářských výrobků pouhým působením vztahů mezi nabídkou a poptávkou je v porovnání s ostatními výrobky méně obvyklé. Výroba a spotřeba těchto výrobků pružně reaguje na tržní signály, zatímco fungování zemědělsko-potravinářského trhu je podmíněno následujícími faktory:

- časové zpoždění z důvodu poměrně pevné délky výrobního cyklu,
- nízká nabídková pružnost většiny výrobků,
- nízká cenová pružnost,
- nízká důchodová poptávková pružnost,
- biologický charakter výroby,
- vliv klimatických podmínek,
- v čase relativně vyrovnaná poptávka po potravinách, ačkoli nabídka zemědělské produkce je typická cykličností, periodicitou a sezónností,
- skladování většiny zemědělsko-potravinářských výrobků je omezené a nákladné,
- nákladová pružnost zemědělských podniků je nedostatečná, což vyplývá z jejich všeobecně nepříznivé ekonomické situace a závislosti na cenové úrovni průmyslových vstupů (Tvrdoň, 2002).

Rozmístění zemědělské produkce je přímo závislé na fyzicko-geografických podmínkách. Zejména klimatické podmínky a přirozená kvalita půdy jsou stěžejními lokalizačními činiteli různých oborů zemědělství (Vošta, 2010). Biologický reprodukční proces zemědělské výroby lze dále definovat následovně:

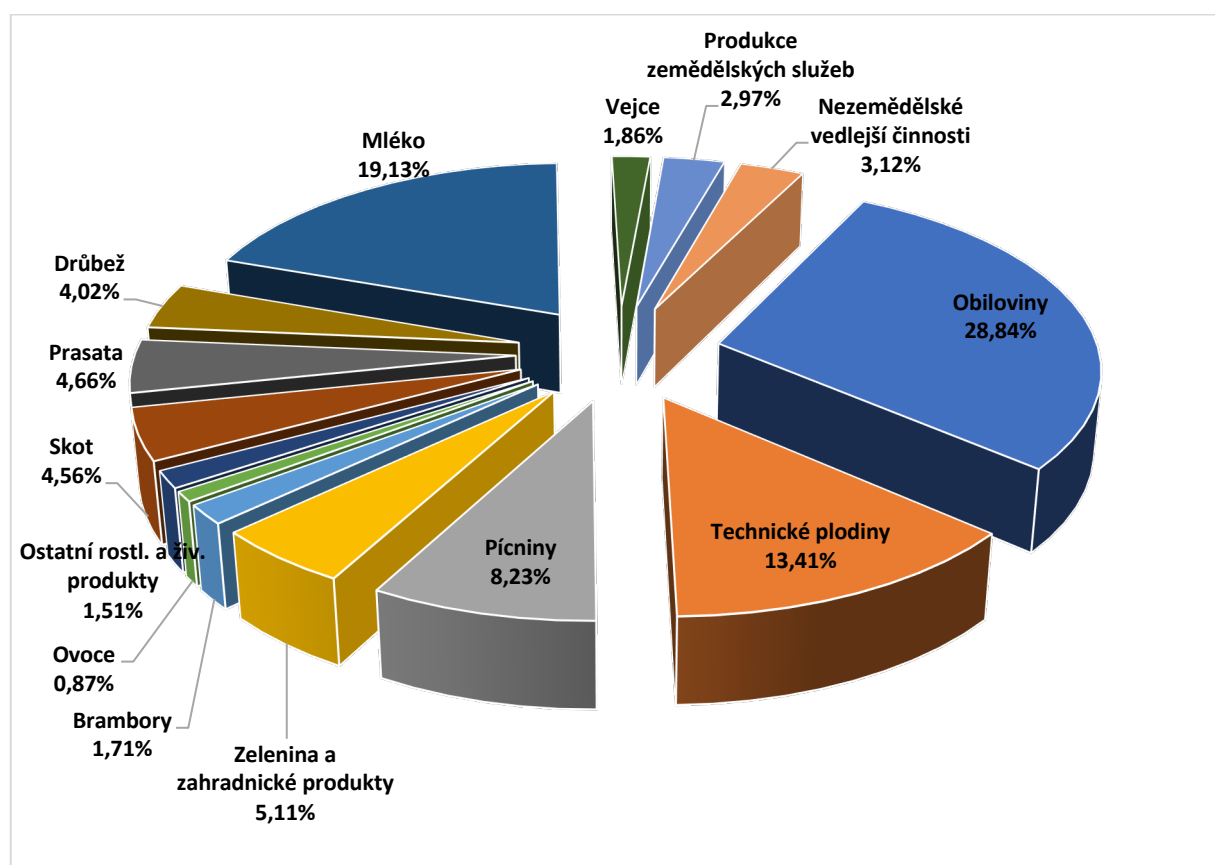
- délka výrobního cyklu je stanovena délkou biologického cyklu, jež v rámci rostlinné výroby určuje délka vegetačního období pěstování rostlin a v rámci živočišné výroby je určen dobou odchovu a chovu zvířat s velmi omezenou možností podstatného zkrácení,
- výrobní a pracovní proces se navzájem nekryjí, především rostlinná výroba je charakteristická pro svůj sezónní charakter a období vegetačního klidu,
- zemědělská výroba a příroda jsou v bezprostředním spojení. Příroda podmiňuje charakter i strukturu výroby a naopak typ zemědělské výroby

determinuje kvalitu přírody a životního prostředí (Bečvářová a Zdráhal, 2014).

V současnosti jsou na našem území nejrozšířenější plodinou obiloviny, které pokrývají více než polovinu osevních ploch. Rozsáhlé jsou rovněž osevní plochy píce a řepky. Naopak nízkou plochu zaujímá cukrovka a brambory, přičemž v produkci brambor je ČR i vzhledem k vyšším hektarovým výnosům dlouhodobě nesoběstačná (ČSÚ, 2018).

Z následujícího grafu 2 je zřejmé, že dle souhrnného zemědělského účtu převažovala v roce 2022 ve struktuře produkce zemědělského odvětví rostlinná produkce (58,17%), následovaná živočišnou produkcí (34,23%). Naopak nízký podíl připadá na nezemědělské vedlejší činnosti (3,12%) a produkci zemědělských služeb (2,97%).

Graf 2: Struktura produkce zemědělského odvětví v ČR v roce 2022 dle SZÚ



Zdroj: ČSÚ, 2022

SZÚ, jakožto hlavní nástroj pro hodnocení a sledování ekonomického vývoje zemědělského sektoru, poskytuje výsledky srovnatelné s ostatními státy EU. Dle výsledků SZÚ došlo v roce 2022 k navýšení hodnot většiny hlavních ukazatelů nejen proti předchozímu roku, ale také v porovnání s posledními pěti lety, a to především v důsledku výrazného růstu hodnoty zemědělské produkce na 198,9 mld. Kč. Hodnota rostlinné

produkce v roce 2022 meziročně vzrostla ze 103,7 mld. Kč v roce 2021 na 120,8 mld. Kč. Po delším období stagnace vzrostla také hodnota živočišné produkce z 53,7 mld. Kč na 66,1 mld. Kč. I přes nárůst ocenění mezispotřeby došlo ke značnému nárůstu výsledného ukazatele podnikatelského důchodu na 27,9 mld. Kč, což představuje za posledních pět let nejvyšší hodnotu ukazatele (MZe, 2022).

2.6.2 Zemědělské podniky

Z historických příčin a v důsledku uplatnění postupů majetkoprávní transformace se v agrárním sektoru vytvořila mimořádně pestrá struktura zájmových skupin, s často protichůdnými zájmy. Kolem 75% zemědělské půdy obhospodařovaly podniky právnických osob (z toho necelých 40% družstva), zbytek obhospodařovaly fyzické osoby s významným podílem farem větších než 100 ha. Významnou charakteristikou českého zemědělství v reformním období 1989 – 1998 byl mimořádně vysoký podíl pronajaté půdy, který ve velkých podnicích činil až 100% (Doucha a kol., 1998). Některé z uvedených charakteristik zemědělských podniků přetrvávají dodnes. Dle situační a výhledové zprávy Půda je české zemědělství typické pro svůj velkovýrobní charakter, kdy přes 69,5% půdy obhospodařují právnické osoby s 11% podílem na celkovém počtu zemědělských subjektů. Téměř 73% zemědělské půdy je pronajímáno či propachtováno. Ačkoli tento podíl v čase klesá, tempo poklesu v průběhu posledních let zpomaluje (Hofman a kol., 2021). Ve strukturální zemědělské statistice ČSÚ bylo koncem roku 2022 evidováno celkem 42,7 tis. zemědělských subjektů, rozdělených na podniky právnických osob (PPO) a podniky fyzických osob (PFO). Dle zákona č. 252/1997 Sb., o zemědělství zahrnují PFO i fyzické osoby provozující drobné pěstitelské a chovatelské činnosti a nepodléhající evidenci zemědělského podnikatele. Celkem 2,2 tis. zemědělských podniků se zaměřovalo výhradně na živočišnou výrobu a hospodařilo bez zemědělské půdy (MZe, 2022). Roste využití ZPF pro ekologické zemědělství a nepotravinářskou produkci. Ke konci roku 2020 hospodařila ekologicky téměř každá desátá farma. Celkem bylo evidováno 4 665 ekologických farem hospodařících na výměře 543,25 tis. ha, tedy na 15,28% výměry zemědělské půdy. ČR. Celková výměra obhospodařované zemědělské a orné půdy dle právních forem zemědělských subjektů je uvedena v tabulce 5.

Tabulka 5: Podnikatelská struktura fyzických a právnických osob v zemědělství koncem roku 2022³

Právní forma	Počet podniků	Obhospodařovaná zemědělská půda		Obhospodařovaná orná půda		Průměrná výměra	
		ha	%	ha	%	ha z. p.	ha o. p.
FO celkem	37 645	1 064 629	30,3	615 103	24,9	28,3	16,3
z toho - zemědělství podnikatelé	24 852	972 496	27,7	564 273	22,9	39,1	22,7
PO celkem	5 115	2 449 222	69,7	1 854 259	75,1	478,8	362,5
v tom – obchodní společnosti celkem	4 234	1 786 325	50,8	1 317 581	53,4	421,9	311,2
z toho – spol. s r.o.	3 457	935 640	26,6	627 956	25,4	270,7	181,6
• a. s.	742	835 707	23,8	678 720	27,5	1 126,3	914,7
• družstva	515	631 799	18,0	519 076	21,0	1 226,8	1 007,9
• ostatní	366	31 098	0,9	17 602	0,7	85,0	48,1
Celkem	42 760	3 513 851	100,0	2 469 362	100,0	82,2	57,7

Zdroj: ČSÚ – Zemědělský registr, převzato ze Zprávy o stavu zemědělství ČR za rok 2022

Celkem 95% evidovaných zemědělských subjektů vykazovalo alespoň minimální výměru zemědělské půdy a tyto subjekty hospodařily celkem na 3 513,85 tis. ha z. p., z čehož 2 469,36 tis. ha činila orná půda a na zemědělské půdě se tak podílela ze 70,3%. Z tabulky je dále zřejmé, že právnické osoby obhospodařovaly 69,7% zemědělské půdy a 75,1% orné půdy, přičemž největší podíl zaujímaly obchodní společnosti. Průměrná plocha obhospodařovaná fyzickými osobami činila 28,3 ha z. p., respektive 16,3 ha o. p., což je v porovnání s právnickými osobami 17 krát, respektive 22 krát méně. Nejvyšší průměrné výměry dosahovala družstva (1 226,8 ha z. p., 1 007,9 ha o. p.) a akciové společnosti (1 126,3 ha z. p., 914,7 ha o. p.). Vysoká průměrná velikost zemědělského podniku je dalším charakteristickým rysem našeho zemědělství. Zatímco v roce 2010 připadalo v EU v průměru 14 ha na podnik, v našich podmínkách dosahovala průměrná hodnota podniku 152 ha a v rámci EU byla jednoznačně nejvyšší. Následovala Velká Británie a Slovensko s průměrnou rozlohou 90 ha, respektive 77 ha. Zastoupení zemědělských podniků ve

³ Zahnuje zemědělsky aktivní subjekty s velikostními parametry dle vyhlášky č. 126/2001 Sb., kterou se stanoví kritéria pro zápis do zemědělského registru. Průměrná výměra vypočtena za podniky obhospodařující zemědělskou půdu. Zaevidovaní zemědělství podnikatelé – FO podle zákona č. 252/1997 Sb., o zemědělství. Ostatní obchodní společnosti – státní podniky, příspěvkové organizace aj.

velikostní kategorii nad 100 ha výměry představovalo v ČR 19,3%, zatímco v EU28 to bylo jen 2,7%. V období 1990–2010 docházelo v českém i evropském zemědělství k poklesu počtu podniků a růstu jejich průměrné výměry. V ČR se v letech 2000–2010 zvýšila průměrná výměra podniku ze 136 ha na 152 ha (Mácová, 2014). V současnosti však lze na našem území pozorovat opačný trend, kdy v porovnání s předchozím vývojem i v porovnání s EU dochází k pozvolnému nárůstu počtu podniků a poklesu jejich průměrné výměry. Průměrná velikost zemědělského podniku se snížila na 130 ha, přesto např. v porovnání s Polskem, kde zemědělské subjekty dosahují v průměru 11,42 ha, je průměrná výměra více než desetinásobná. Předseda Zemědělského svazu ČR Martin Pýcha spatřuje výhodu českého zemědělství v kontextu EU právě ve velikosti. Pokud by podniky měli srovnatelné nákladové a daňové podmínky, byl by větší český zemědělec schopen potravinu vyrobit levněji. Větší podniky mají rovněž lepší přístup k úvěrům nebo možnost mít specializované zaměstnance. Dle předsedy svazu jsou evropští farmáři pod velkým tlakem byrokracie i rostoucích environmentálních požadavků, přičemž do EU je dováženo zboží ze zemí, kde farmáři žádné z těchto požadavků plnit nemusí (ČTK, 2024). Naopak dle tvůrců Strategického plánu SZP pro ČR je nynější systém přímých plateb dlouhodobě nespravedlivý pro malé zemědělské podniky s nižšími příjmy a zavedená redistribuční platba by měla podpořit spravedlivější rozdělení plateb respektující přínosy velkovýroby (Lososová a Zdeněk, 2023). Nově tak má jít na redistribuční platby zvýhodňující malé podniky 23% z částky určené na přímé platby, zatímco v okolních zemích se jedná o 10–12%. V porovnání s ostatními státy je tak preference malých podniků před velkými zřejmá (Svobodová a kol., 2022).

Švecová (2018) uvádí, že dle výzkumu Eurostatu je zřejmé, že rodinné farmy jsou v zemědělství EU nejběžnějším modelem rodinného podnikání. Podílí se na zamezení vyliďňování venkova a často jsou jediným zdrojem zaměstnání v okolí. Evropský parlament vyzývá členské státy ke zjednodušení správních postupů a daňových systémů tak, aby došlo k podpoře malých, středních a rodinných podniků a rovněž, aby jednotlivé členské státy zdokonalily právní rámec pro předávání rodinných farem.

Tabulka 6: Velikostní struktura podniků⁴ fyzických a právnických osob obhospodařujících zemědělskou půdu koncem roku 2022

Velikostní skupiny podniků dle výměry obhospodař. z. p. (ha)	Podniky FO				Podniky PO			
	počet		výměra		počet		výměra	
	abs.	%	ha	%	abs.	%	ha	%
0 - 5	19 396	51,5	32 130	3,0	992	19,4	1 721	0,07
5 - 10	4 364	11,6	31 402	2,9	327	6,4	2 354	0,1
10 - 50	8 655	22,9	202 076	19,0	800	15,6	19 468	0,8
50 - 100	2 678	7,1	189 393	17,8	344	6,7	24 845	1,0
100 - 500	2 354	6,3	447 552	42,0	1 144	22,4	307 972	12,6
500 - 1 000	158	0,4	108 276	10,2	685	13,4	498 462	20,4
1 000 - 2 000	35	0,1	41 545	3,9	559	10,9	790 480	32,3
2 000 a více	5	0,01	12 256	1,2	264	5,2	803 920	32,8
Celkem	37 645	100,0	1 064 629	100,0	5 115	100,0	2 449 222	100,0

Zdroj: ČSÚ – Zemědělský registr, převzato ze Zprávy o stavu zemědělství ČR za rok 2022

Tabulka 6 zobrazuje velikostní strukturu zemědělských podniků dle výměry obhospodařované půdy a v rozdělení na podniky FO a PO. Ačkoli celkový počet podniků FO mnohonásobně převyšuje počet podniků PO, obhospodařují podniky PO podstatně větší výměru. Nejvíce podniků FO spadalo do velikostní skupiny podniků obhospodařujících výměru z. p. v rozmezí od 0 – 5 ha a nejvyšší výměry dosahovaly podniky FO ve velikostní skupině 100 - 500 ha. Nejvíce podniků PO je evidováno ve velikostní kategorii 100 - 500 ha a největší celkové výměry dosahují podniky v největší velikostní skupině 2 000 a více ha.

Z hlediska velikosti farem a zemědělské půdy je zemědělství v EU obecně rozdělováno na samozásobitelské zemědělství, malé a střední podniky, jež jsou v obecné rovině definovány jako rodinné podniky a velké zemědělské podniky (Švecová, 2018).

Zemědělské podniky lze dále třídit například podle sociálně-ekonomické struktury zemědělství. První skupinou jsou zemědělské podniky orientované na zisk, mající vysoký podíl tržní produkce v celkové produkci a využívající především placenou pracovní sílu. Dalším typem jsou rodinná hospodářství vyrábějící větší část produkce pro trh a menší část pro samozásobení. Poslední typ představují naturální hospodářství fyzických osob, která využívají většinu produkce k samozásobení a minimální část pro trh, čímž částečně ovlivňují

⁴ Bez podniků neobhospodařujících zemědělskou půdu.

nabídku určitých komodit např. ovoce, zeleniny a vajec. Hlavním zdrojem příjmu těchto hospodářství je práce v nezemědělských činnostech (Bečvářová a Zdráhal, 2014). Zároveň je zřejmé, že skupiny podniků rozdělených dle velikostní struktury, právní formy a sociálně ekonomické struktury spolu do značné míry korelují.

Celkový počet stavů hospodářských zvířat včetně struktury a podílů za jednotlivé právní formy ke konci roku 2022 je uveden v tabulce 7. Na početních stavech základních druhů hospodářských zvířat se podílely především podniky PO, jejichž podíl činil 74% na stavech skotu, 95% na stavech prasat a 94% na stavech drůbeže. Podíl podniků na početních stavech jednotlivých druhů hospodářských zvířat byl s výjimkou celkového stavu skotu nízký a dosahoval 8,8% v případě dojných krav, 5,2% u prasat a 5,8% u drůbeže. Nejzastoupenějším druhem hospodářských zvířat je drůbež, jejíž celkový počet dosahoval koncem roku 2022 hodnoty 25 633,43 tis. ks. Celkový počet skotu a prasat je obdobný a činil 1 424,50 tis. ks, respektive 1 425,18 tis. ks.

Tabulka 7: Struktura početních stavů hospodářských zvířat dle právních forem podniků koncem roku 2022

Právní forma	Skot				Prasata		Drůbež	
	celkem		dojné krávy					
	tis. ks	%	tis. ks	%	tis. ks	%	tis. ks	%
FO celkem	367,54	25,8	31,56	8,8	73,43	5,2	1 493,68	5,8
z toho - zemědělství podnikatelé	337,78	23,7	27,88	7,8	54,99	3,9	1 372,83	5,4
PO celkem	1 056,96	74,2	325,50	91,2	1 351,75	94,9	24 139,76	94,2
v tom – obchodní spol. celkem	691,23	48,5	189,85	53,2	1 174,64	82,4	22 846,13	89,1
z toho – spol. s.r.o.	287,39	20,2	42,69	11,9	207,92	14,6	12 347,12	48,2
• a. s.	401,31	28,2	146,98	41,2	950,54	66,7	10 498,93	40,9
• družstva	350,76	24,6	131,49	36,8	167,80	11,8	1 252,39	4,9
• ostatní	14,97	1,1	4,16	1,2	9,31	0,6	41,24	0,2
Celkem	1 424,50	100,0	357,06	100,0	1 425,18	100,0	25 633,43	100,0

Zdroj: ČSÚ – Zemědělský registr, převzato ze Zprávy o stavu zemědělství ČR za rok 2022

2.7 Literární přehled

Následující kapitola poskytuje přehled odborných národních i zahraničních studií relevantních k řešené problematice. Tyto studie přispívají k pochopení dosavadního stavu poznání a tvoří základ pro formulaci výzkumných hypotéz.

2.7.1 Strukturální a produkční dimenze zemědělství České republiky a dopady Společné zemědělské politiky

České zemědělství má za sebou stoletími prověřenou tradici, která zaručovala jak soběstačnost národa v základních zemědělských komoditách, tak export mnohých těchto komodit (ČSÚ, 2011). V předvstupním období byla agrární politika ČR zaměřena především na usnadnění přechodu na unijní systém podpor a na zastavení poklesu stavů přežvýkavců. V roce 2001 započala podpora znevýhodněných oblastí, podpora pastvy zvířat na TTP, podpora chovu přežvýkavců a byly zavedeny kompenzační platby u mléka. Tyto podpory z národních zdrojů pokračovaly s mírnými modifikacemi až do vstupu ČR do EU, kdy se národní dotační politika plně podřídila pravidlům SZP (Foltýn a kol., 2008).

Dopady agrární politiky na vybrané zemědělské komodity před (2001-2003) a po (2004-2007) vstupu ČR do EU se ve výzkumné studii zabývá Foltýn a kol. (2008). Vývoj pozice jednotlivých komodit v zemědělství ČR a v širším kontextu rovněž v EU vyjadřuje srovnání výrobních ukazatelů, mezi které patří zejména produkční plochy, produkce, výnosy, užitkovost, objem dovozu a vývozu. Uvedené ukazatele vypovídají o tom, zda daná komodita ztrácí či nabývá na významu a jak se podílí na rozměru a struktuře českého zemědělství. Dle výsledků v období po vstupu ČR do EU vzrostla produkce obilovin a řepky. Naopak zcela opačný vývoj byl identifikován u cukrovky, kdy růst hektarových výnosů nestačil razantnějšímu snížení produkčních ploch. Rok 2007 byl navíc poznamenán odchodem společnosti Eastern Sugar, a.s. z českého trhu v rámci útlumového programu EU. Důsledkem bylo snížení národní kvóty ČR v produkci cukru o více než 20% a ztráta pozice tradičního čistého vývozce cukru. Hodnocení komodit živočišného původu vypovídalo o stabilizaci produkce mléka při poklesu stavů krav a růstu užitkovosti. Produkčně stabilní byla také produkce jatečné drůbeže. Naopak mezi útlumové komodity patřila výroba jatečného skotu a jatečných prasat, jež navíc provázela stagnující užitkovost.

Zejména od integrace ČR do společného trhu a implementace SZP dochází k prohlubování strukturální nerovnováhy. Druhovká rozmanitost se snížila a změnila, stejně jako podíly jednotlivých plodin na osevních plochách. Ustupuje pěstování obilovin,

především žita a ječmene, zatímco se rozšiřují plochy řepky a technických plodin. V letech 1947-1989 rostly v průměru meziročně plochy řepky o 1,6 tis. ha. V následujících letech 1989-2015 se tento průměrný meziroční nárůst zvýšil na 11,5 tis. ha (Procházková a kol., 2016). Dle předpovědi Malinovského (2021) pomocí neuronových sítí lze v následujících letech očekávat další pokles produkce ovsa, ječmene a žita ve prospěch kukuřice a pšenice.

Významný je také pokles ploch brambor, které byly v padesátých letech pěstovány na ploše přes 400 tis. ha. Postupně docházelo k poklesu pěstování brambor a v roce 1993 plochy brambor naposledy přesahovaly plochu 100 tis. ha (Procházková a kol., 2016). Brambory spolu s cukrovou řepou, vybranými druhy ovoce a zeleniny, chmelem a bílkovinnými plodinami patří mezi citlivé sektory které jsou podporovány ze zdrojů EU prostřednictvím dobrovolné podpory vázané na produkci. Tato odvětví čelí určitým obtížím a přitom jsou obzvláště důležitá z hospodářských, sociálních nebo environmentálních důvodů (MZe, 2021). Dle studie zabývající se významem trhu brambor v ČR v porovnání s vybranými státy EU docházelo v letech 2002-2011, tedy před zavedením podpor, k poklesu ploch brambor v průměru o 4,03%. Po zavedení podpor v letech 2012-2017 tempo tohoto průměrného úbytku zpomalilo na pouhých 0,5% ročně a mezi časovou řadou pěstebních ploch brambor a podporami byla zjištěna pozitivní korelace (Žovincová, 2019).

Vaněk a Bečvářová (2021) se zabývají dopady opatření SZP, konkrétně SOT, která upravovala produkční kvóty a výrobu cukru v členských státech EU. Samotné ukončení kvót a dalších tržních opatření vstoupilo v platnost v roce 2017. Přejít na liberální prostředí vedl k nárůstu osevních ploch i samotné výroby cukru na vyšší úroveň než před rokem 2006. Analýzy ukazují, že výrazný nárůst produkce bez úměrného zvýšení spotřeby způsobil s ročním zpožděním pokles cen v roce 2018, který se ještě prohloubil v roce 2019, kdy cena cukru klesla výrazně pod ceny z roku 2015. Ze srovnání je zřejmé, že výrazněji postiženou částí komoditní vertikály byli průmysloví zpracovatelé, kteří byli nuceni čelit výraznému poklesu cen, na který reagovali především snižováním výrobních nákladů, včetně uzavírání nerentabilních provozů, a mírným snížením výroby.

Věžník a kol. (2016) rovněž analyzují změny v českém zemědělství po vstupu do EU. V důsledku SZP EU dochází v ČR ke změnám v zemědělské výrobě a ve využívání zemědělské půdy. Právní dotační tituly slouží k ohleduplnějšímu a ekologičtějšímu využívání půdního fondu a zásadně tak mění celou strukturu půdního fondu ČR. Pokles plochy pěstovaných obilovin souvisí s úbytkem orné půdy převážně v méně příznivých oblastech. Naopak v úrodných oblastech dochází k nárůstu. Klesá pěstování brambor,

především v důsledku dovozu levnějších brambor. V oblastech, kde se dříve pěstovaly brambory, jsou nyní pěstovány plodiny s vyšší tržní poptávkou, jako je řepka, jejíž pěstování roste především v méně příznivých podmínkách. V pohraničních oblastech došlo k nárůstu chovu skotu v souvislosti s využíváním nových luk. Naopak v úrodnějších oblastech došlo k poklesu kvůli zmenšení výměry trvalých travních porostů. Pokles ploch pro krmné obiloviny je spojen s úbytkem počtu prasat, jejichž chov se soustřeďuje do oblastí s velkochovy. Evidentní je také rostoucí popularita drůbeže a vajec. Dle autorů by mělo v budoucnu v rámci SZP dojít ke zlepšení a usnadnění činnosti zemědělců. Nová opatření by měla více podporovat farmáře než jednotlivé produkty. Důraz by měl být kladen na konkurenceschopnost, kvalitu, udržitelnost, spravedlnost a jednoduchost se zaměřením na ekologické zemědělství. V další práci Věžník a kol. (2017) hodnotí dopady SZP EU na zemědělství České a Slovenské republiky se zaměřením na živočišnou výrobu v rámci desetiletého vývoje po vstupu do EU, jež měl významný dopad na agrární sektor obou zemí. Baun a kol. (2009) hodnotí účinky SZP EU na příkladu ČR, přičemž tvrdí, že provádění SZP probíhalo relativně hladce a ekonomické i sociální dopady SZP lze obecně považovat za pozitivní nebo alespoň neutrální.

Přechod na SZP EU ovlivnil také rentabilitu komodit. Nejvýraznější změny v rentabilitě s podporami byly zaznamenány u řepky, cukrovky, pšenice a ječmene. Ke zhoršení naopak došlo u brambor. V rámci živočišných komodit došlo k výraznému zlepšení u krav BTPM a výkrmu skotu. Mírné zlepšení bylo také u mléka a výkrmu prasat, jejichž rentabilita byla záporná. V letech 2002-2003 byla rentabilita bez podpor kladná u všech rostlinných komodit s výjimkou pšenice a řepky a záporná u všech živočišných komodit. Rentabilita s podporami v předvstupním období vykazovala zlepšení u všech rostlinných komodit s výjimkou řepky do kladných hodnot a zlepšení nastalo také u všech živočišných komodit, jejichž rentabilita byla však s výjimkou mléka stále záporná. V období po vstupu ČR do EU byla rentabilita bez podpor kladná u všech sledovaných rostlinných komodit s výjimkou brambor. Naopak u živočišných komodit byla s výjimkou výkrmu brojlerů rentabilita záporná. Rentabilita s podporami vykazovala zlepšení hodnot u všech sledovaných komodit, stále však přetrvávala záporná rentabilita výkrmu skotu a prasat (Foltýn a kol., 2008).

Řezbová a Tomšík (2012) vyhodnocovali dopad národních doplňkových plateb (Top-up) do sektoru chovu skotu v ČR. Z příspěvku vyplývá, že v roce 2010 dotace na velké dobytčí jednotky nepokrývaly záporný rozdíl mezi příjmy a výdaji. Ekonomika výroby

mléka je nepřímo ovlivněna také jednotnými platbami na plochu (SAPS) a prostřednictvím dojnic také platbami pro zemědělce hospodařící v méně příznivých oblastech (LFA). Při hodnocení celkového dopadu dotací je třeba vzít všechny tyto skutečnosti v úvahu a zároveň by nebezpečí poklesu produkce mléka v ČR mělo být eliminováno odpovídající podporou odvětví mléka. Na podporu živočišných komodit se rovněž vztahuje řada podpor. Chov prasat je podporován prostřednictvím národních i unijních zdrojů (Nevečeřalová, 2022). Dojnice, masná telata, ovce a kozy jsou podporovány například v rámci dobrovolné podpory vázané na produkci.

Podobu zemědělství mění také rozvoj precizního zemědělství a vyšší podpora inovací. Ze strany SZP roste podpora precizního zemědělství, zejména prostřednictvím investic do inovací a udržitelných technologií. Tyto reformy zahrnují finanční prostředky na digitalizaci zemědělských procesů, optimalizaci využití zdrojů a přechod k udržitelnějším zemědělským postupům. Precizní zemědělství, dnes již považované za standardní přístup, umožňuje optimalizovat zemědělskou produkci a minimalizovat spotřebu zdrojů, jako je lidská práce, hnojiva, voda a chemikálie, s využitím moderních technologií a digitálních nástrojů. Přesto je většina zemědělských činností stále závislá na lidské práci, jak ukázal například nedostatek sezónních pracovníků během pandemie COVID-19. Ochota lidí pracovat v zemědělství klesá, populace v tomto sektoru stárne, ale poptávka po potravinách roste. Technologie chytrého zemědělství, zahrnující velká data, robotizaci a umělou inteligenci, představují budoucnost zemědělské výroby, která by mohla postupně nahradit lidskou práci a řešit rostoucí globální potřebu potravin (MZe, 2023).

Dle Grad a kol. (2014) je precizní zemědělství nejpokročilejší forma zemědělství, která se praktikuje především v nejvyspělejších zemích EU a USA a to i na menších plochách. Je založeno na nejmodernějších metodách kontroly kvality různých environmentálních zdrojů a také na optimální aplikaci všech technologických komponent, čímž umožňuje přísnou kontrolu nad potenciálními faktory, které by mohly způsobit degradaci životního prostředí. S ohledem na budoucí výzvy, jako jsou změny klimatu a rostoucí poptávka po potravinách, se podpora precizního zemědělství jeví jako nevyhnutelná pro dlouhodobou udržitelnost a konkurenceschopnost evropského zemědělství.

2.7.2 Dopady Společné zemědělské politiky na vybrané členské státy Evropské unie

Řada studií se zabývá dopady SZP také v ostatních členských státech EU. Dle Takács-György a Takács (2012), kteří hodnotí změny ve využívání půdy a úrovni produkce obilovin v EU v letech 1999-2009 se zaměřením na nové členské státy, se reforma SZP v EU původně zaměřovala na omezení nadprodukce a udržitelné využívání přírodních zdrojů. Analýzy ukázaly, že od počátku tisíciletí se orná půda v EU nadále snižuje, čímž pokračuje dlouhodobý trend poklesu zemědělských ploch. Podíl obilovin ve výrobní struktuře však nadále roste, což je v rozporu s původním cílem SZP snížit nadprodukcí. To ukazuje, že účinky SZP na strukturu zemědělské produkce byly v některých aspektech opačné, než bylo zamýšleno a produkce obilovin a jejich výnosy se nadále zvyšují. V nových členských státech EU se zvýšilo využívání půdy pro pěstování obilovin, což mělo negativní dopad na životní prostředí, zejména kvůli omezené diverzifikaci plodin. Zvýšení podílu obilovin přináší obtíže s optimálním střídáním plodin a může způsobit ztrátu výnosů nebo vyžadovat vyšší náklady. Některé nové členské státy, jako Česká republika, Polsko a Maďarsko, se staly významnými hráči na trhu s kukuřicí, zejména díky dotacím EU a rostoucí poptávce po alternativních zdrojích energie. Tento jev je způsoben poklesem oblastí pro pěstování krmných plodin a vlivem části dotačního systému SZP, která i přes původní záměry nesnížila nadprodukcí. Pokud jsou dotace vázány na produkci, dávají producenti přednost těm plodinám, na jejichž výrobu znají technologii, mají potřebné zdroje, náklady nejsou příliš vysoké, skladování a prodej produktu je relativně málo rizikový a spolu s dotací je zajištěn odpovídající příjem. Rozdíly ve struktuře zemědělské výroby v zemích EU se dále zabývá Tluczak (2016).

Némethová a kol. (2014) hodnotí dopady SZP EU na zemědělství Slovenska od jeho vstupu do EU. Strukturální změny se odrazily ve změnách využití zemědělské půdy, vývoje počtu a struktury zemědělských pracovníků, změnách organizační struktury zemědělských podniků, osevních ploch hlavních zemědělských plodin i stavů hospodářských zvířat. Urbánová (2016) se zabývá dopadem vstupu Slovenska do EU na vybrané ukazatele produkce pšenice, kdy rozděluje analyzované období 1999-2009 na období před a po vstupu Slovenska do EU. Důležitým mezníkem byla Fischlerova reforma v roce 2003, která vedla k oddělení jednotné platby od produkce a zavedení plateb na hektar zemědělské půdy. Vstup Slovenska do EU se výrazně promítl do ekonomiky pšenice. Díky podporám se výsledky hospodaření v jednotlivých obdobích dostaly ze záporných hodnot pouze do kladného výsledku. Reformou SZP a jejími dopady na případu slovenského zemědělství se zabývá

také Božík (2011). Z hodnocení jednotlivých scénářů vyplývá, že nejpříznivějšího výsledku lze dosáhnout v rámci scénáře s paušální sazbou. Naopak absolutní zrušení přímých plateb by přineslo velmi nepříznivé ekonomické důsledky s dopady na zemědělskou produkci na Slovensku. Pokrivcák a Tóth (2016) se na příkladu Slovenska zaměřují na dopady stropování výše přímých plateb na farmu, které se dotklo velkého množství zemědělských podniků. Velké farmy, kterých se opatření týká, patří mezi politicky nejvlivnější, což je důvodem proč slovenská vláda v procesu vyjednávání nepodpořila zastropování a Slovensko zvolilo redistributivní platbu, jež má na velké podniky menší dopad. Autoři zároveň uvádí, že z ekonomického hlediska je racionální snížit přímé platby velkým farmám, protože mají méně zaměstnanců, nižší přidanou hodnotu a nižší tržby na hektar než menší farmy. Velké farmy se také specializují převážně na obiloviny nebo olejniny s velmi omezenou živočišnou výrobou, a proto přispívají k rozvoji venkova méně než malé farmy. Analýzou implementace SZP 2014-2020 na rozvoj zemědělství na Slovensku se zabývá Rumanovská (2016). Mezi nejvýznamnější změny patří přehodnocení přímých plateb, ozelenění a nový nástroj v I. pilíři, který je určen na úhradu environmentálních služeb. Greening představuje vhodný nástroj pro slovenské zemědělce ke zvýšení možností dodatečných plateb. Pozitivní je také platba pro mladé zemědělce, která se na Slovensku uplatňuje poprvé a má vést jak k nárůstu počtu mladých zemědělců, tak ke zvýšení jejich konkurenceschopnosti. Dle autorky se jako negativní dopad reformy SZP pro slovenské zemědělství jeví ukončení platnosti mléčných kvót, které může negativně ovlivnit živočišnou výrobu. Na základě hodnocení hlavních ekonomických ukazatelů slovenských farem lze konstatovat stále negativní ekonomický vývoj. Realizace SZP a realizace finanční podpory EU pro zemědělství na Slovensku představuje rozhodující finanční podporu.

Otázkou změn ve struktuře využití zemědělské půdy v Polsku a ČR se zabývají Stacherzak a kol. (2019). Polsko a ČR mají rozdílnou strukturu zemědělských podniků. V Polsku je velký podíl půdního fondu využíván malými zemědělskými podniky, které jsou v případě chybějící výrobní specializace na trhu méně konkurenceschopné ve srovnání s velkými subjekty v ČR. Výzkum dále ukázal, že strukturální změny v zemědělské ploše analyzovaných zemí mají rozdílnou dynamiku. Zatímco v Polsku probíhaly strukturální změny zemědělských podniků pomaleji, tak v ČR docházelo k rychlejšímu zvětšování zemědělských ploch, což se projevuje také ve struktuře a velikosti zemědělských podniků. Wrzaszcz (2018) na příkladu Polska hodnotí účinky provádění ozelenění. V rámci reformy SZP byl rok 2015 prvním rokem, kdy právní předpisy ukládaly zemědělcům povinnost přejít

na ekologicky šetrnější způsoby využívání půdy a byly implementovány požadavky na ekologizaci. Z výsledků je zřejmé, že zemědělské podniky v Polsku se dokázaly přizpůsobit požadavkům greeningu a v roce 2015 nezpůsobil nový systém pokles jejich produktivity a ziskovosti.

Ciliberti a Frascarelli (2015) kriticky posuzují provádění přímých plateb v Itálii v rámci SZP 2014-2020, přičemž dle výsledků italské přímé platby povedou k lepší konkurenceschopnosti zemědělství, čímž mohou pozitivně přispět k životaschopné produkci potravin. Areal a kol. (2007) se zabývali očekávanými dopady reformy stropů (cappingu) na plodiny na orné půdě v Anglii. Hodnocení účinku stropů na výkonnost zemědělských provozů v Rumunsku se věnují také Ungureanu a kol. (2011). Sterghiu a kol. (2014, a) se zabývají srovnávací analýzou hodnotové struktury zemědělské produkce v období před a po vstupu Rumunska do EU, přičemž analýza hodnoty zemědělské produkce ukazuje v obou obdobích pozitivní vliv vstupu do EU. Vlad a Done (2014) hodnotí vývoj pěstování brambor v Rumunsku v letech 2006-2012. Grgic a kol. (2019) analyzují změny v produkci základních zemědělských komodit v Chorvatsku před a po jeho vstupu do EU.

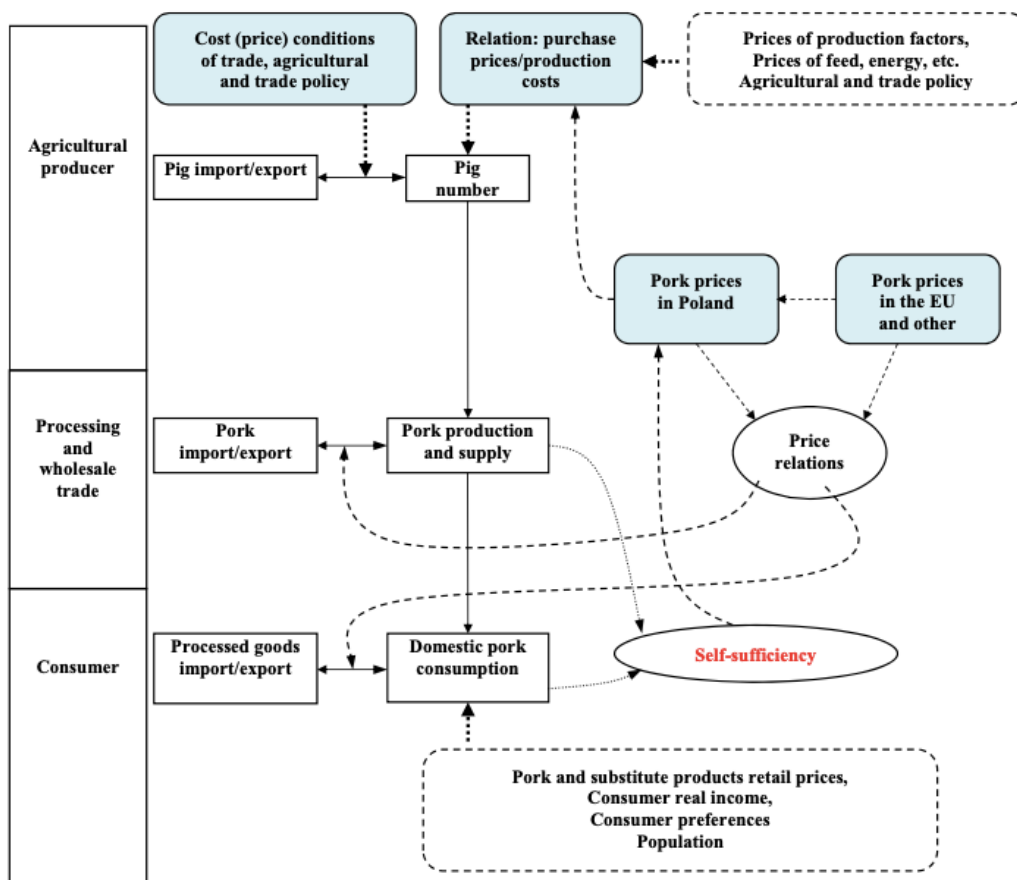
Kurz (2017) na případu Rakouska zkoumá dopad transformace zemědělství na venkovskou krajinu v období 1995-2015. Rakouské zemědělství prošlo od vstupu do EU v roce 1995 významnou transformací. Tato změna zahrnovala zavedení agro-environmentálních programů, které podpořily ochranu krajiny a udržování krajinných prvků. Současně však došlo k prostorové koncentraci, extenzifikaci a scelování pozemků, což vedlo k poklesu krajinné rozmanitosti. Reforma SZP v roce 2020 a tlak na modernizaci podnítily růst zemědělských jednotek a racionalizaci hospodaření, což přineslo ekonomickou efektivitu, ale zároveň homogenizaci krajiny.

Pawlak a kol. (2021) se jako jedni z mála autorů zabývají otázkou týkající se rozdílu v zemědělském potenciálu mezi zeměmi EU a USA. Z výsledků je zřejmé, že zemědělství USA disponuje vhodnějšími poměry mezi výrobními faktory a vzhledem k tomu i vyšší efektivností jejich využití. Z provedené typologické analýzy vyplývá, že pouze země jako Německo, Nizozemsko, Francie, Dánsko a Belgie mohou čelit konkurenčnímu tlaku vyvíjenému koncentrovanějším zemědělstvím USA a těží z vhodných poměrů mezi výrobními faktory. Mnohem obtížnější konkurenční situace je pozorována v zemích EU ze střední a východní Evropy a Středomoří, které se specializují na výrobu náročnou na půdu a pracovní sílu, nevyžadující větší vstupy fixního kapitálu.

2.7.3 Zemědělsko-potravinářský trh

Teoretický popis zemědělsko-potravinářského trhu umožňuje identifikovat tři skupiny subjektů, jejichž vzájemné působení určuje tržní rovnováhu. Můžeme rozlišit pohled spotřebitele, zpracovatele zemědělsko-potravinářského zboží a zemědělského výrobce. Tato hlediska tvoří jakýsi kruhový pohyb vzájemně závislých subjektů, kdy chování každého z nich určuje chování ostatních. V případě trhu s prasaty a vepřovým masem byly tyto vztahy znázorněny pomocí schématu uvedeného na obrázku 2.

Obrázek 2: Vztahy v tržním řetězci vepřového masa určující tržní rovnováhu, případ Polska



Zdroj: Hamulczuk a Stańko, 2014

Při posuzování možnosti zvýšení příjmů zemědělců je třeba nejprve analyzovat překážky vyplývající z poptávky. Konečná (spotřebitelská) poptávka určuje podmínky pro odvozenou poptávku (zpracování) a formuje poptávku po zemědělských komoditách. Je však třeba poznamenat, že poptávka po zemědělských produktech je ve srovnání s poptávkou po průmyslových výrobcích a službách omezená, a to v důsledku nízké příjmové elasticity poptávky po potravinách. Také relativně nízká inovativnost výrobků způsobuje, že

zemědělství, včetně odvětví vepřového masa, se potýká s omezenou poptávkou ovlivňující příjmy (Hamalczuk a Staňko, 2014).

V České republice zůstává spotřeba vepřového masa na obyvatele již několik let na podobné úrovni. V této souvislosti se zdá, že hlavním způsobem, jak zvýšit příjmy zemědělských producentů, je růst efektivity výroby vyplývající ze zvýšení rozsahu výroby. Na základě obrázku 2 lze rovněž identifikovat jednotlivé faktory, které ovlivňují soběstačnost, produkci, spotřebu, či ceny vepřového masa. Identifikací kvalitativních faktorů, které omezují konkurenceschopnost podniků masného průmyslu na českém trhu se zabývají Náglová a Horáková (2016). Mezi hodnocenými faktory byly velikost podniku, vlastnictví, využívání podpor a region, kdy velikost podniku byla identifikována jako jediný faktor omezující konkurenceschopnost. Statisticky významné rozdíly byly prokázány mezi ukazateli produktivity práce, výnosů a výrobní spotřeby, přičemž velké podniky vykazují lepší výkonnostní charakteristiky.

2.7.4 Modelování a optimalizace zemědělské struktury

Řada studií se zabývá modely optimalizace zemědělské struktury na úrovni farmy. V rámci EU byl vyvinut model zemědělského plánování pro maximalizaci zisku na úrovni zemědělských podniků, který je založen na metodě lineárního programování s využitím údajů dostupných v zemědělské účetní datové síti FADN (Martinho, 2016). Ionitescu (2023) sestavil lineární simulační model pro optimalizaci struktury plodin s cílem maximalizovat příjem rostlinné farmy pomocí lineárního programování a simplexové metody, který prokázal, že zemědělci mají k dispozici IT nástroj, jež jim může pomoci nalézt optimální řešení jejich praktických, technických a ekonomických problémů.

Janová (2014) předkládá model podpory rozhodování pro plánování zemědělské výroby, který pokrývá jak komplexní požadavky na následnost plodin, tak nahodilost parametrů vstupujících do problému. Výsledky modelu pro reprezentativní zemědělský podnik v ČR poskytují výměry orné půdy pro jednotlivé plodiny splňující základní pravidla střídání plodin a očekávaný zisk na dostatečně vysoké úrovni. Výsledky modelu mohou zemědělci využít jako podpůrnou informaci pro rozhodování, které jim umožní korigovat nebo zlepšit nadcházející plán plodin. V rámci svých výzkumných aktivit se v ČR dlouhodobě věnuje hledání a vývoji vhodných matematicko-modelových aparátů Ústav zemědělské ekonomiky a informací (ÚZEI). Smyslem těchto aparátů je umožnit centrální sféře prověřit a simulovat národní varianty SZP, jež by pro české zemědělské producenty

byly vhodné jak z ekonomického hlediska, tak z hlediska dopadů na životní prostředí. Mezi tyto modely patří model RENT-4, který pomocí matematicko-statistického aparátu umožňuje modelovat vývoj nákladových a produkčních ukazatelů 37 zemědělských komodit spolu s jejich ekonomickými dopady při uplatnění různého zadání budoucích možných scénářů agrární politiky (Foltýn a Zedníčková, 2010).

Mezi české lineární optimalizační modely agrární produkce na úrovni farmy lze uvést model FARMA-4 a navazující model FARMA-5, které zachycují procesy rostlinné a živočišné výroby. Model FARMA-4 simuluje optimální chování zemědělských podniků s ohledem na ekonomické a strukturální charakteristiky, vnější ekonomické podmínky a ekologické podmínky fungování podniků. Cílem je vyhodnotit dopady variantních scénářů agrární politiky na ekonomické chování podniků usilujících o maximální zisk nebo čistou přidanou hodnotu a kompenzujících případné ekonomické ztráty (Foltýn a kol., 2012). Model FARMA-5 představuje prostorový optimalizační model, který umožňuje ekonomickou, technologickou a environmentální optimalizaci výrobní struktury farmy dle vnějších výrobních podmínek a jejich prostorového rozmístění na farmě, v závislosti na geografických, půdních a environmentálních předpokladech o prostředí, v němž se farma nachází (Foltýn a kol., 2014).

2.7.5 Zemědělská produkce a potravinová soběstačnost České republiky

Z hlediska úrovně soběstačnosti v základních rostlinných komoditách, lze konstatovat, že máme aktivní bilanci v obilovinách. Naopak nízká je soběstačnost u brambor (Procházková a kol., 2016), ovoce mírného pásma a zeleniny (Svatošová a kol., 2018). Dle studie Slabocha a kol. (2018) je zřejmé, že ČR je soběstačná v případě cukru a řepky, ale v případě slunečnice docházelo ve sledovaném období 2006-2016 k poklesu soběstačnosti v návaznosti na pokles osevních ploch a nárůst domácí spotřeby. Nízká potravinová soběstačnost může nejen negativně ovlivnit cenovou stabilitu a potravinovou bezpečnost, ale omezení zemědělské výroby má negativní dopady i z ekologického a environmentálního hlediska a celkově i na rozvoj venkova (Svatošová a kol., 2018).

Rovněž dle názoru Agrární komory dochází v ČR k neustálému poklesu potravinové soběstačnosti, jež vyjadřuje, že objem potravinové produkce odpovídá spotřebě potravin. ČR tak dospěla do situace potenciálně ohrožující stabilitu a bezpečnost země. Dlouhodobý pokles úrovně soběstačnosti započal po roce 1989 a po vstupu ČR do EU došlo ke zrychlení tohoto poklesu. Jak již bylo zmíněno jedná se především o prasata, drůbež, vejce, brambory,

ovoce a zeleninu mírného pásma, tedy o komodity, pro které historicky disponujeme výrobními podmínkami a kapacitou (Dymák, 2017). V návaznosti na situaci vymezuje Ministerstvo zemědělství v rámci Strategie rozvoje s výhledem do roku 2030 jako jednu z hlavních priorit trvale udržitelné potravinové zabezpečení a přiměřenou potravinovou soběstačnost. Cílem je navýšit plochy víceletých pícnin, produkci brambor, pěstování zeleniny a výměru ovocných sadů na úkor ploch osetých řepkou.

V rámci živočišných komodit je dlouhodobě vysoká míra soběstačnosti u mléka a hovězího masa. Soběstačnost v dané komoditě však neznamená nutně soběstačnost ve výrobcích, protože často nastává situace, kdy stát vyváží komoditu a dováží výrobek. Obdobně soběstačnost ve výrobcích neznamená nevýznamný pohyb zboží přes hranice. ČR je soběstačná např. ve výrobě hovězího masa a teoreticky tedy z vlastních chovů skotu vyrobí tolik masa, aby došlo k pokrytí spotřeby. Tato skutečnost však neznamená, že se nebudou převážet živá zvířata a maso přes hranice a zpět. Dle Vodičkové (2024) bylo v roce 2023 v přepočtu na jatečnou hmotnost vyvezeno do zahraničí 26,9 tis. tun živých zvířat k porážce a k tomu 16,1 tis. tun masa, celkem 43,0 tis. tun. Naopak přivezeno bylo 42,9 tis. tun masa a 0,3 tis. tun živých zvířat k porážce v přepočtu na jatečnou hmotnost, celkem 43,2 tis. tun masa. Stejný objem v mase tedy byl vyvezen, aby se stejný objem v mase zase dovezl. V přepočtu na jatečnou hmotnost bylo z celkového vývozu 63% zvířat živých a 37% masa, zatímco na dovozu se maso podílelo z 99%. Prvovýrobce prodá do zahraničí skot k porážce často za příznivější cenu než na domácím trhu, ČR tak přichází o přidanou hodnotu tvořenou při porážkách a zpracování masa na jatkách a zároveň dochází ke zvyšování dopravní uhlíkové stopy.

Naopak pod úrovní soběstačnosti 100% se pohybují komodity drůbeží maso, skopové a kozí maso, vejce a vepřové maso, jež se pohybuje na úrovni soběstačnosti až pod hranici 60%. Strategie si tak dále klade za cíl snížit plochy obilovin a olejnin, především řepky tvořící více než 80% ploch olejnin, v důsledku realokace podpor ve prospěch živočišné výroby. Současně by mělo dojít k výraznému navýšení stavů prasat, ale i stád ovcí, koz, dojnic a krav (MZe, 2016). V období 2003-2010 se soběstačnost v odvětví vepřového masa snížila o 33%, přičemž domácí spotřeba se snížila pouze o 25,9 tis. t, tedy z 598,9 tis. t v roce 2003 na 574,0 tis. t v roce 2010. Index komparační výhody RCA pro hodnocení konkurenceschopnosti klesl v průběhu sledovaného období 2003-2011 z kladné hodnoty 90,94 na zápornou hodnotu -15,82. Konkurenceschopné komodity lze definovat jako ty, které v daném období dosahují vyrovnaných vysokých kladných hodnot indexu RCA. Mezi

závisle proměnnou „soběstačnost“ a nezávisle proměnnou „objem dovozu vepřového masa“ byla zjištěna korelace. Stejně tak byla potvrzena i hypotéza č. 2, tedy: Regresní analýza prokázala závislost mezi množstvím dovozu a jeho cenami. Vzhledem k rostoucí poptávce po energiích, klesajícím zdrojům fosilních paliv, rostoucí spotřebě a kupní síle národů Dálného východu, výkupům půdy v oblastech s nedostatečným a neekonomickým využitím půdy je tlak na udržení soběstačnosti v produkci potravin důležitý (Gebeltová, 2012).

Kvůli klesající soběstačnosti komodity prasat je situace v sektoru chovu prasat a produkce vepřového masa v ČR často diskutovaným tématem. Mezi příčiny současné kritické situace se řadí dovoz živých prasat a masa ze zahraničí, nízká cena zemědělských výrobců a vysoké výrobní náklady. Roční ceny a velikost výměry zemědělské půdy mají statisticky významný vliv na výši celkových nákladů v období prasat ve výkrmu. Farmy bez zemědělské půdy vykazovaly v letech 2006-2010 v průměru o 8,90% vyšší celkové náklady v porovnání s průměrem farem s výměrou zemědělské půdy (Štolcová a Homolka, 2012). Dlouhodobými klesajícími počty hospodářských zvířat a poklesem produkce se ve své práci zabývá také Procházková a kol. (2016). Procházka a Svatoš (2018) ve své studii porovnávají ekonomiku mléka v České republice s Rakouskem a zeměmi Visegrádské čtyřky. Nejhorší výsledky vykazuje mléčné hospodářství na Slovensku, které disponuje vysokými provozními náklady a čistá marže je v jednotlivých sledovaných letech záporná. Naopak vzhledem k nízkým provozním nákladům dosáhlo nejlepších výsledků v čisté marži a v čistém ekonomickém rozpětí Polsko.

V průběhu let 1993-2019 docházelo také ke změnám ve spotřebě potravin. U jednotlivých komodit nebo jejich skupin byly zaznamenány různé trendy v průměrné spotřebě na osobu a rok. Nárůst byl zaznamenán např. u mléka a mléčných výrobků o 31,0% na 249,0 kg, ovoce o 19,0% na 86,5 kg a zeleniny o 17,3% na 87,0 kg. Naopak klesla spotřeba obilovin ve smyslu mouky o 2,2% na 115,6 kg, brambor o 17,3% na 69,5 kg a masa o 1,3% na 83,2 kg. Jensen a kol. (2021) uvádí, že EU má historický nedostatek rostlinných bílkovin a je značně závislá na dovozu, aby udržela domácí živočišnou výrobu. Pomocí ekonomického modelu globálních zemědělských trhů autoři zkoumali tři politické faktory, jež by mohly ovlivnit nárůst produkce plodin bohatých na bílkoviny v EU. Mezi těmito faktory jsou platby za plodiny bohaté na bílkoviny, investice do výzkumu a vývoje vedoucí k vyšším výnosům a postupné ukončení dovozu surovin pro biopaliva s vysokým nepřímým rizikem změny užívání půdy. Z výsledků je zřejmé, že 1% roční zvýšení výnosů ve střednědobém horizontu má podstatně větší vliv na domácí produkci bílkovin v EU než

dodatečné vázané platby ve výši 75 eur/ha. Postupné vyřazení bionafty na bázi palmy má na soběstačnost v oblasti bílkovin jen malý dopad. Otázkou zůstává, jak nákladné bude zvýšení výnosů bílkovinných plodin pěstovaných v EU. Chen a Teng (2024) zkoumali dopad financionalizace zemědělských produktů na potravinovou bezpečnost a mechanismus jejího působení na základě údajů z deseti zemí z termínovaného trhu s pšenicí na Chicagské komoditní burze v období 2000-2021. Dle výsledků financionalizace zemědělství prohloubila volatilitu cen potravin, což mělo negativní dopad na potravinovou bezpečnost. Tento efekt se výrazněji projevil po finanční krizi v roce 2008 a byl výraznější v rozvojových zemích ve srovnání s rozvinutými. Výsledky modelu zprostředkujících efektů ukázaly, že financionalizace zemědělství ovlivňuje potravinovou bezpečnost tím, že zvyšuje volatilitu cen futures. Dle modelu moderačních efektů je zřejmé, že zvýšení dolarového indexu a uvolněná měnová politika zhoršují dopad financionalizace zemědělství na potravinovou bezpečnost, ale zlepšení míry potravinové soběstačnosti může tento dopad účinně zmírnit.

Dle Kolodziejczak (2018) zatímco se úroveň potravinové soběstačnosti v jednotlivých zemích EU-28 liší, problém potravinové soběstačnosti by měl být posuzován na úrovni celé EU. Za určitých okolností může být závazek potravinové soběstačnosti na vnitrostátní úrovni u některých produktů přechodně přiměřený. Vzhledem ke specifikům zemědělství v jednotlivých zemích a s ohledem na různé srovnávací náklady výroby však není národní soběstačnost dlouhodobě odůvodněná, zejména pokud lze s potravinami obchodovat s jinými zeměmi na relativně neomezeném základě. Proto je nutné zajistit účinné mechanismy pro přerozdělování přebytků do oblastí, které trpí jejich nedostatkem, a to usnadněním výměny zboží v rámci EU při zachování hospodářské, sociální a přírodní udržitelnosti zemědělské produkce. V prostředí EU mají značný význam země Visegrádské skupiny, mezi které patří i Česká republika, neboť v letech 2018 až 2020 se podíleli na téměř 20 % orné půdy EU a 10 % její rostlinné produkce (Szöllösi a Erdős, 2023).

Zemědělství hraje v ekonomice střeoevropských zemí tradičně významnou roli. Navzdory společné historii, kdy byly Polsko, Maďarsko a Česká republika více než čtyřicet let součástí sovětského bloku a od roku 2004 jsou členskými státy EU, mají odlišné přírodní podmínky a politické zázemí. I přesto mají tyto tři země některé společné problémy, které je třeba řešit. Jedním z nich je rychlé stárnutí zemědělského sektoru. Zemědělské podniky trpí nedostatkem kapitálu a nevýhodnými podmínkami pro poskytování úvěrů. Nejefektivnější a nejvýnosnější jsou inovativní zemědělské podniky, zejména v zahradnictví, a to především

v Polsku, a velké statky v rostlinné výrobě, především v Maďarsku a v České republice (Kocsis a Major, 2018).

2.7.6 Velikostní struktura zemědělských podniků v České republice

České zemědělství je dále charakteristické pro svůj velkovýrobní charakter, kdy právnické osoby s 11% podílem na celkovém počtu zemědělských subjektů obhospodařují přes 69,5% půdy (MZe, 2021). Mezi zeměmi EU existují značné rozdíly ve velikosti zemědělských podniků. Z hlediska rozlohy farem je Česká republika spolu se Slovenskem v čele žebříčku (Urbánová a kol., 2018, Kryszak a kol., 2021). Popescu a kol. (2016) se zabývali empirickou analýzou struktury zemědělských podniků a koncentrací půdy v Rumunsku a EU-28. Výsledky potvrzují, že zemědělské podniky v rámci EU se vyznačují početností, rozmanitostí a vykazují širokou škálu velikostí. V roce 2013 činila průměrná velikost zemědělského podniku v EU 16,2 ha a 65,9% zemědělsky využívané plochy bylo obhospodařováno farmami s výměrou nad 50 ha. Největší farmy byly evidovány v České republice (133 ha) a na Slovensku (80,7 ha), kde podíl ploch obhospodařovaných farmami nad 50 ha činil 93,3%, respektive 92,7%. Naopak nejmenší velikosti dosahují farmy na Maltě, Kypru a v Rumunsku, které dosahuje také nejnižší ekonomické efektivnosti. Rovněž v sousedním Rakousku a Polsku dosahují podniky spíše menší průměrné velikosti (19,4 ha a 10,1 ha) a podniky o velikosti nad 50 ha obhospodařují 37,9% v případě Rakouska a 30,8% v případě Polska.

Jedním z cílů reformované SZP platné od roku 2023 je poskytovat cílenější podporu menším zemědělským podnikům (Consilium.europa.eu, 2023). Tento cíl podporuje tzv. evropský model zemědělství, podle něhož má zemědělství plnit jak tradiční funkce, produkce potravin, tak nové funkce související s rozvojem venkova. V tomto modelu by měl být zemědělský podnik středně velký, založený na rodinné práci, měl by mít diverzifikovanou, vícesměrnou výrobní strukturu a z mimoekonomických funkcí by měl udržovat kulturní a sociální vazby na venkově (Kowalczyk a Sobiecki, 2014).

Podle tvůrců Strategického plánu SZP pro Českou republiku je současný systém přímých plateb dlouhodobě nespravedlivý pro malé zemědělské podniky s nižšími příjmy a redistribuční platba by měla podpořit spravedlivější rozdělení plateb respektující přínosy velkovýroby (Lososová a Zdeněk, 2023). Na redistribuční platby zvýhodňující malé podniky tak má jít 23% z celkové částky na přímé platby, zatímco v okolních zemích je to 10-12%. Je tedy zřejmé, že preference malých podniků před velkými je v České republice výraznější

než v jiných zemích (Svobodová a kol., 2022). Kritici plánu tvrdí, že provozní dotace jsou již nyní regresivní, a obávají se nepříznivého dopadu na střední podniky, což se vzhledem ke struktuře podniků v ČR dotkne velké části zemědělství.

Lososová a Zdeněk (2023) se ve své studii zabývají simulací dopadů navrhovaného režimu přímých plateb. Dle výsledků povede nový systém ke snížení přímých plateb pro zemědělské podniky o velikosti větší než 313 ha a od rozlohy 873 ha klesnou přímé platby pod 85% průměru, což může představovat kolem 50% zemědělské půdy v České republice. Zástupci Agrární komory ČR a Zemědělského svazu ČR varovali, že současné nastavení povede k dalšímu růstu cen potravin a snížení produkce. Naopak Asociace soukromého zemědělství (ASZ) zastupující drobné zemědělce považuje změny za krok správným směrem. Finanční podpora zvýhodňující malé farmy v ČR je vedena potřebou diverzifikace zemědělských činností v krajině (Svobodová a kol., 2022). ASZ ČR dlouhodobě poukazuje na nevhodnou strukturu zemědělských podniků a zemědělství v ČR, kdy obiloviny a řepka rozhodujícím způsobem formují rostlinnou výrobu a její strukturu. Zdůrazňují, že západoevropské zemědělství rodinného typu pracuje v prostředí víceméně vyvážené komoditní struktury a lze tedy usuzovat, že velikost zemědělského podniku má vliv na strukturální složení.

K podpoře menších zemědělských podniků se přiklání i řada studií, především s ohledem na zajištění vyšší biologické rozmanitosti (Ricciardi a kol., 2021). Zvětšování velikosti polí je důležitou, ale dlouho přehlíženou příčinou ztráty biologické rozmanitosti evropské zemědělské půdy (Clough a kol., 2020). Ve velkých zemědělských regionech pokračuje trend specializovanějších a větších zemědělských podniků, které pěstují stále menší počet plodin (Bennett a kol., 2012). Přestože malé farmy přispívají k zachování biologické rozmanitosti a potravinové bezpečnosti na místní úrovni, často se potýkají s problémy souvisejícími s produktivitou, přístupem na trh a dlouhodobou udržitelností (Marsden, Sonnino, 2008). Diverzifikované pěstování plodin sice přináší environmentální přínosy, ale snižuje výnosy plodin a brání realizaci úspor z rozsahu (Fleisher, Liu, 1992).

Nilsson a kol. (2022) ve své studii pomocí rozkladu Shannonova indexu posuzují důsledky různých měr diverzity plodin pro ekonomické výsledky zemědělských podniků ve švédském kontextu. Zjistili, že změna výkonnosti zemědělských podniků a soběstačnosti ve vstupech je pozitivní vzhledem ke změnám funkční diverzity plodin, ale negativní vzhledem ke změnám související diverzity plodin. Žáková Kroupová a kol. (2023) provádí hloubkovou analýzu reakce zemědělské půdy na dotace do zemědělství z hlediska biologické

rozmanitosti. Na základě regresní analýzy panelových dat dospěli k závěru, že dotace mají zanedbatelný pozitivní dopad na zemědělskou biodiverzitu a tedy podporují spíše příjmy zemědělců než zemědělskou biologickou rozmanitost. V rozporu s očekáváním je diverzita nižší u menších farem. V případě farem pěstujících polní plodiny jsou nejnižší hodnoty obou Simpsonových indexů diverzity (SID) odhaleny v kategorii ekologických a konvenčních malých farem s nadmořskou výškou do 300 m. Být malým nebo středním zemědělcem znamená spíše menší dopad dotací na SID než být velmi velkým zemědělcem. Zjištění může souviset s platnou legislativou, podle které podnik s více než 30 ha orné půdy musí pěstovat minimálně 3 plodiny, hlavní plodina nezabere více než 75% orné půdy a zároveň dvě hlavní plodiny nezaberou více než 95% orné půdy (MZe, 2022).

Velikost zemědělských podniků je diskutována také vzhledem k jejich produktivitě a efektivnosti. Malé farmy zaostávají za velkými jak v produktivitě, tak v technické efektivnosti. Zacílení podpory na malé farmy vede k relativně malému zvýšení celkové produktivity ve srovnání se zacílením na větší farmy. Politická podpora malých zemědělských podniků tak naráží na kompromis v celkovém růstu produktivity (Čechura a kol., 2022). Obdobně i zjištění Svobodové a kol. (2022) ukazují, že skupina podniků se značnou ekonomickou velikostí dosahuje podstatně vyšší produktivity než malé a střední podniky. To platí i pro různé produkčně zaměřené skupiny, kdy farmy zaměřené na produkci polních plodin dosahují vyšší celkové produktivity faktorů. Podniky specializované na polní plodiny mají nejvyšší průměrné skóre ekonomické výkonnosti, což zahrnuje ukazatele produktivity, náklady a ziskovost, ale zároveň mají nejhorší průměrné skóre environmentální udržitelnosti, kam spadá použití organických hnojiv, ozelenění, podíl zatrávnění a další. Tyto podniky využívají díky automatizaci výroby relativně málo pracovních sil, jsou vysoce zaměřeny na zisk a pěstují především tržní plodiny. Z hlediska ekonomické velikosti je nejvyšší skóre environmentální dimenze vykázáno u malých podniků, které mají naopak nejhorší skóre ekonomické dimenze (Špička a kol., 2020).

Zjištění Kocsise a Majora (2018) ukazují, že podniky různých velikostí mají odlišné charakteristiky. Menší farmy mají tendenci vykazovat větší flexibilitu, zatímco větší farmy vykazují vyšší efektivitu. Zdá se však, že středně velké farmy nevyužívají výhod ziskovosti ani efektivnosti. Kromě velikosti zemědělských podniků ovlivňují finanční efektivnost zemědělských podniků i další faktory. Langemeier a Rodney (2000) zdůraznili, že zemědělské podniky, které jsou více specializované, mají vyšší rentabilitu vlastního kapitálu.

Výsledky výzkumu Staniszewski a Borychowski (2020) potvrzují hypotézu, že dopad dotací na efektivnost závisí na velikosti zemědělských podniků. Statisticky významný, stimulační efekt dotací byl identifikován pouze ve skupině největších zemědělských podniků. Výsledky zpochybňují účinnost SZP v podpoře rozvoje evropského modelu zemědělství a naznačují, že současná podoba politiky může narušovat tržní mechanismy a vést k fenoménu „vyhledávání renty“. Různorodost malých zemědělských podniků také vede k otázce, zda je výměra vhodným velikostním kritériem pro degressi dotací a zda by vhodnějším kritériem nebyla např. ekonomická velikost podniku nebo její kombinace s výměrou (Lososová, Zdeněk, 2023). Obdobně Urbánová a kol. (2018) poukazují na to, že standardní produkce (SO) může být lepším ukazatelem pro úhradu dotací pro slovenské a české farmy než využívaná zemědělská plocha. Analýza vlivu provozních dotací na ekonomické výsledky zemědělských podniků je diskutována jak na úrovni vědeckých studií, tak na úrovni jednotlivých organizací, jako jsou Agrární komora, Zemědělský svaz ČR, Asociace soukromého zemědělství ČR, Svaz marginálních oblastí a další. Problematika není diskutována pouze v rámci ČR, ale rovněž na úrovni všech členských států EU.

Dle Redlichové a kol. (2023) je zemědělská politika rozhodující pro fungování malých farem, u nichž mají dotace větší vliv v porovnání s většími farmami. Řezbová a Škubna (2013) analyzují vliv dotací na ekonomické výsledky zemědělských podniků v ČR na základě databáze FADN. Autoři příspěvku se zabývali analýzou ukazatelů, jež jsou ve vztahu k prokazování účinku vlivu přímých plateb na ekonomické výsledky podniků z databáze FADN používány nejčastěji. Mimo podíl přímých plateb na celkových příjmech podniku a podíl přímých plateb na čisté přidané hodnotě nebyly zjištěny žádné další vazby, které by tento vztah zachycovaly. Databázi FADN používali rovněž autoři Štolbová a Hlavsa (2008) při vymezování vlivu plateb LFA na ekonomiku zemědělských podniků. Zemědělská účetní datová síť je významným nástrojem a zdrojem dat pro řadu autorů a studií, což prokazuje její významnost.

V rámci EU roste velikost zemědělských podniků a jejich počet se snižuje. Opačný trend lze pozorovat na našem území, kde roste počet zemědělských podniků a zároveň se snižuje jejich velikost. Bartolini a Viaggi (2013) ve své studii hodnotí také scénář zrušení SZP, které by dle výsledků silně snížilo záměr zvyšovat velikost obhospodařované plochy. Velikost zemědělských podniků ovlivňuje řada faktorů. V našich podmínkách mezi tyto faktory patří scelování pozemků, míra nezaměstnanosti a úrodnost půdy. V evropském

měřítka byla zjištěna významná souvislost mezi velikostí zemědělského podniku a produkcí pšenice (Janovská a kol., 2017). Skalický a kol. (2021) přináší zjištění, že s rostoucí velikostí farmy v EU dochází ke zvyšování výnosů pšenice z hektaru⁵. Podle kategorizace FADN je z hlediska efektivnosti výroby optimální velikost ekonomické jednotky 5. Do velikostní kategorie 5 dochází ke zvyšování produkce s ohledem na peněžní hodnotu výrobních vstupů. U větších zemědělských podniků tento poměr klesá.

2.7.7 Studie relevantní k metodám disertační práce

Malinovský (2021) se ve své práci zabývá predikcí vývoje produkce obilovin s využitím běžných matematických a statistických funkcí v tabulkovém procesoru MS Excel a pomocí neuronových sítí v software ELKI. Zpracování stejných souborů vstupních dat a následné poskytnutí velmi podobných výstupních dat dokazují, že neuronové sítě lze použít pro prognózování vývoje určitých typů zemědělských trendů podobně jako standardní statistické prognostické metody. Awe a Dias (2022) se zabývají srovnávací analýzou technik ARIMA a umělých neuronových sítí pro předpovídání nestacionárních časových řad zemědělské produkce Nigérie. Při hodnocení výkonnosti modelu v této studii byly použity odmocnina střední čtvercové chyby (RMSE) a průměrná procentuální chyba (MPE). Srovnání těchto modelů prokázalo, že autoregresní umělá neuronová síť vykazuje lepší výsledky při prognózování údajů o zemědělské produkci. Proto se metody hlubokého učení doporučují pro použití při prognózování v zemědělství vzhledem k jejich bohaté výpočetní vhodnosti, zejména pro nelineární data časových řad.

Kehagias a kol. (1998) využívají kombinaci několika metod, mezi které patří průměr časové řady, kvadratická trendová funkce, lineární autoregrese a neuronové sítě, k předpovědi výnosů cukrové řepy. Z výsledků vyplývá, že kombinace vážených predikcí přináší lepší výsledky. Dále je zřejmé, že neuronové prediktory nepřinesly tak dobré výsledky, jak se očekávalo. To může být způsobeno právě značnou variabilitou tohoto ukazatele, jež byla zřejmá také v části práce zabývající se časovými řadami sklizně jednotlivých plodin. Právě kombinace vážených výsledků by mohla být analyzována v další práci. Principům neuronových sítí se ve své práci věnuje Veselý (2011). Šťastný a kol. (2011) ve svém příspěvku konfrontují předpovědi úrovně výnosů plodin pomocí modelu vícevrstvé neuronové sítě s několika nelineárními regresními modely, jejichž užitečnost byla

⁵ Výnosy na hektar byly vypočítány jako poměr součtu vstupních nákladů na hektar a nákladů na produkci jednotky výnosu na hektar.

testována a publikována v odborných časopisech již mnohokrát. Použití vícevrstvé neuronové sítě se v případě dané úlohy ukázalo jako přesnější než publikovaný regresní model. Predikční modely s neuronovými sítěmi hodnotí také Konečný (2007).

Hloušková a kol. (2018) ve své studii zabývající se srovnáním přístupů k predikci zemědělských nákladů využívají k prognóze metody exponenciálního vyrovnávání a Boxovu-Jenkinsovu metodologii. Procházková a kol. (2016) analyzují efektivnost českého zemědělství a hodnotí míru potravinové soběstačnosti v ČR. K analýze časových řad využívají trendových funkcí a adaptivních modelů, přičemž volba vhodného modelu je založena na kritériu MAPE. Obdobný metodický postup používá Procházková a kol. (2018) při statistické analýze produkce, spotřeby a soběstačnosti v tradičních zemědělských komoditách. Adaptivní přístupy k modelování časových řad spotřeby potravin doporučují také Svatošová a Köppelová (2017).

Svatošová a kol. (2018) se dále zabývají trendy ve spotřebě vybraných druhů potravin ve vztahu k výživovým doporučením a soběstačnosti. Z metodického hlediska jsou v práci využity trendové funkce a modely exponenciálního vyrovnávání. Kvalita předpovědi byla hodnocena na základě metrik MAPE a relativní chyby předpovědi. Széles a kol. (2014) používají k hodnocení vývoje maďarských zemědělských úvěrů lineární a exponenciální trendovou funkci. Obdobně Puticová a kol. (2007) využívají k predikci vývoje pracovních sil a osobních nákladů potravinářských výrobních oborů v ČR regresní analýzu a exponenciální vyrovnávání. Regresní analýzou nestacionárních ekonomických časových řad se podrobně zabývá Arlt (1997, 1998). Na strukturální zlomy v časových řadách se zaměřují Casini a Perron (2018).

Analýza rozptylu (ANOVA) je mimo dalších předpokladů přizpůsobena pro nezávislá pozorování. V poslední době se však v mnoha oborech objevuje značná poptávka po analýze rozptylu pro závislá pozorování (Nagahata a Taniguchi, 2018).

Existuje řada autorů z různých odvětví, kteří ANOVU využívají při aplikaci na časové řady. Shono a kol. (2001) využívají ANOVU a časové řady při návrhu periodogramu pro cirkadiánní rytmy. Kombinaci metod využívá Saka a Olanipekun (2021) při zhodnocení dopadů reformy bankovního sektoru na stavební produkci. V zemědělském sektoru využívá ANOVU na závislých datech Redlichová a kol. (2023), kteří na základě údajů z databáze FADN CZ za období 2015-2020 hodnotí souvislosti mezi velikostí, polohou a produktivitou zemědělských podniků v ČR. Obdobně Svobodová a kol. (2022) využívají dat FADN CZ v období 2015-2020 k prozkoumání vztahu mezi velikostí, výrobním zaměřením a

výkonností v českém zemědělství pomocí ANOVA. Vzhledem k omezenému přístupu k individuálním datům podniků v databázi FADN CZ byl obdobný přístup využit také v dílčí části této práce. S ohledem na testování a nesplnění předpokladů ANOVY byl však použit Kruskalův-Wallisův test, který je v porovnání s ANOVOU flexibilnější a vhodný pro data, která nesplňují předpoklady ANOVA. Přesto, že i Kruskalův-Wallisův test předpokládá nezávislost pozorování mezi a uvnitř skupin je oproti ANOVĚ na porušení tohoto předpokladu méně citlivý (McDonald, 2020). Kruskalův-Wallisův test je také součástí přehledu vícenásobných výběrových testů pro spojitý typ dat (Rahardja, 2017). Přehledem Friedmanova testu a post hoc analýzou, včetně Dunnova testu, se ve své studii zabývají Pereira a kol. (2015) a také Irigaray a kol. (2019).

3 Stanovení cílů práce a metodický postup

Literární rešerše byla zpracována na základě světové a domácí literatury zabývající se Společnou zemědělskou politikou EU, agrární politikou ČR, agrárně politickými nástroji, evropským modelem zemědělství, soběstačností a potravinovou bezpečností. Současně byla hodnocena problematika strukturální nerovnováhy a velikosti zemědělských podniků. V neposlední řadě byly zkoumány studie relevantní k metodám disertační práce.

Z předchozí části práce je zřejmé, že české zemědělství prošlo v uplynulých letech výraznými změnami, jež se podepsaly na jeho současné podobě. Cílem práce je porovnat efektivitu vybraných statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů a prostřednictvím jejich aplikace zhodnotit dosavadní vývoj v produkčním a strukturálním rozměru zemědělství ČR od roku 1993 až po současnost.

Tento úkol zahrnuje hodnocení širokého spektra metod, přičemž se zaměřuje na několik klíčových kategorií. Hodnoceny jsou metody běžně užívané, mezi které lze zařadit klasické analytické modely a modely exponenciálního vyrovnávání, metody méně užívané, zahrnující Boxovu-Jenkinsovu metodologii, a metody zřídka aplikované, jež vzhledem k charakteru dat představují neuronové sítě. Tento přístup umožňuje komplexní porovnání různých metod a poskytuje hlubší vhled do jejich účinnosti a přizpůsobivosti v rámci jednotlivých zemědělských ukazatelů. Zároveň umožňuje identifikovat, které metody jsou nejvhodnější pro konkrétní časové řady, což poskytuje schopnost opakovatelnosti a aplikovatelnosti v obdobných situacích.

Uvedený cíl práce je dále dekomponován na vzájemně navazující dílčí cíle:

- identifikace a definování problémů strukturálního a produkčního rozměru zemědělství ČR na základě současných vědeckých poznatků,
- analýza struktury a produkce základních zemědělských komodit pomocí klasických analytických modelů, modelů exponenciálního vyrovnávání, Boxovy-Jenkinsovy metodologie a neuronových sítí, včetně analýzy strukturálních změn jednotlivých časových řad pomocí testů stability,
- predikce jednotlivých ukazatelů pomocí klasických analytických modelů, modelů exponenciálního vyrovnávání, Boxovy-Jenkinsovy metodologie a neuronových sítí,
- zhodnocení vlastností jednotlivých použitých modelů a volba vhodného modelu pro danou časovou řadu,

- ověření existence statisticky významných rozdílů mezi výsledky použitých metod, jak v rámci jednotlivých ukazatelů, tak v rámci analyzovaných časových řad celkem, a sestavení metodologických doporučení,
- analýza vlivu velikosti zemědělských podniků na strukturu rostlinné a živočišné produkce v ČR.

Úkolem stanovených cílů je zodpovědět výzkumnou otázku:

Jak se v průběhu sledovaného období vyvíjel produkční a strukturální rozměr českého zemědělství a které metody jsou vhodné pro jeho modelování a predikování?

Na základě definovaných cílů byly stanoveny výzkumné hypotézy disertační práce, které budou ověřovány pomocí zvolených statistických metod.

- Výzkumná hypotéza 1: Struktura zemědělské prvovýroby a zemědělská produkce se v průběhu sledovaného období významně změnily.
- Výzkumná hypotéza 2: Velikost podniku významně ovlivňuje strukturu rostlinné a živočišné produkce v ČR.
- Výzkumná hypotéza 3: Mezi výsledky zvolených přístupů k modelování a predikci časových řad je statisticky významný rozdíl.

3.1 Konceptní rámec řešení disertační práce

Řešení disertační práce je strukturováno do následujících klíčových tematických celků. Každý z těchto celků se zaměřuje na podrobnou analýzu specifických dílčích cílů. V rámci jednotlivých částí práce jsou systematicky prozkoumány různé aspekty daného tématu.

3.1.1 Analýza struktury, produkce a spotřeby základních zemědělských komodit

Tato část práce se zabývá zhodnocením dlouhodobých časových řad ukazatelů produkčního a strukturálního rozměru zemědělství České republiky od roku 1993 až po současnost prostřednictvím metod analýzy časových řad, s důrazem na porovnání účinnosti různých statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad.

Podkladová data byla čerpána především z databázi Českého statistického úřadu a výročních zpráv Ministerstva zemědělství ČR. Ke zpracování dat a prezentaci výstupů byl využit statistický software IBM SPSS Statistics 29 a Gretl. Výpočty průměrných elementárních charakteristik časových řad byly provedeny v programu MS Excel.

Analyzovány byly následující časové řady extenzitních a intenzitních ukazatelů:

- osevní plochy (ha),
- stavy hospodářských zvířat (tis. ks),
- rostlinná produkce dle SZÚ - stálé ceny roku 1989 (tis. Kč),
- živočišná produkce dle SZÚ - stálé ceny roku 1989 (tis. Kč),
- sklizeň (tis. t),
- hektarový výnos (t/ha),
- živočišná výroba (tis. t živé hm., tis. l, tis. ks),
- spotřeba (kg/os, l/os, ks/os).

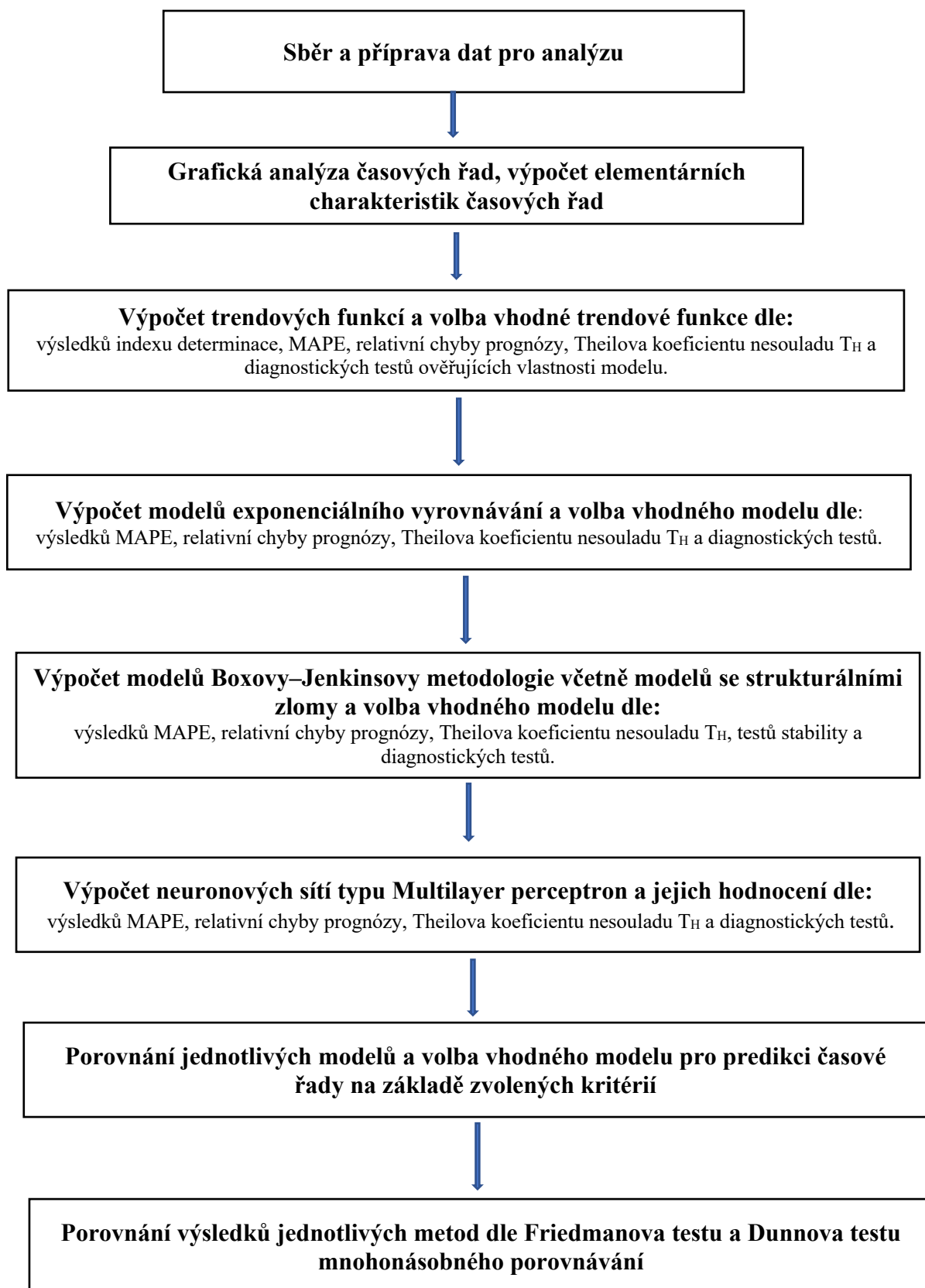
Extenzitní ukazatele charakterizují extenzitu zkoumaných jevů, tedy jejich množství, velikost, rozsah, objem apod. Zpravidla jsou vyjádřeny v absolutních číslech. Naopak *intenzitní ukazatele* charakterizují intenzitu, tedy úroveň, sledovaných jevů. Jedná se o ukazatele, které lze vyjádřit poměrem dvou extenzitních ukazatelů, např. hektarový výnos či spotřeba v kg na osobu.

V rámci analýzy časových řad bylo provedeno komplexní porovnání několika modelů k identifikaci nejefektivnějšího přístupu pro predikci. Pro každou časovou řadu, z celkového počtu 94 analyzovaných časových řad, byly aplikovány následující metody:

- **Trendové funkce**, jež umožňují odhalit a kvantifikovat základní trend v datech, což je klíčové pro správné porozumění struktuře časové řady.
- **Exponenciální vyrovňování**, jež umožňuje pružně přizpůsobovat model na základě nových údajů a zachytit rychlé změny v úrovni časové řady.
- **Boxova-Jenkinsova metodologie**, která umožňuje modelovat složité dynamiky časových řad včetně autoregresních a klouzavých průměrů. V rámci této metodologie byly zohledněny také strukturální zlomy v časových řadách, které byly identifikovány pomocí testů stability modelu. V případě, že přidáním strukturálního zlomu v podobě změny trendu se stal AR člen statisticky nevýznamným, byla daná časová řada modelována jako lineární funkce se zlomem, zejména pokud došlo ke zlepšení sledovaných charakteristik. V uvedené části jsou tak zahrnuty i lineární trendové funkce se zlomy.
- **Neuronové sítě**, které představují pokročilý přístup k modelování nelineárních vztahů v časových řadách. Neuronové sítě jsou schopny zachytit komplexní vzory v datech, které mohou být obtížně zachytitelné tradičními lineárními modely.

Postup použitý při analýze jednotlivých časových řad uvádí schéma 2.

Schéma 2: Postup při analýze jednotlivých časových řad



Zdroj: Vlastní zpracování

Po odhadu modelů byla provedena statistická verifikace a k přímému porovnání a hodnocení byla použita kritéria uvedená v tabulce 8. Jednotlivým kritériím byly metodou přímého přiřazení přiděleny váhy a byl vypočten vážený průměr těchto kritérií. Váhy byly nastaveny pro každý z ukazatelů tak, aby reflektovaly jeho významnost a dopad na celkové hodnocení modelu. Volba modelu spočívala nejen v porovnání těchto kritérií a jejich váženého průměru, ale rovněž bylo přihlédnuto ke statistické verifikaci daného modelu. Například pokud vybraná trendová funkce dosahovala nejnižšího váženého průměru, ale zároveň byla nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace na zvolené hladině významnosti zamítnuta, byl zvolen model, který vykazuje lepší charakteristiky.

Tabulka 8: Vybraná kritéria a přiřazené váhy pro hodnocení jednotlivých modelů

Kritérium	Přiřazená váha
Průměrná absolutní procentuální chyba Mean Absolute Percentage Error (MAPE)	0,5
Relativní chyba prognózy (RP)	0,2
Theilův koeficient nesouladu (T_H)	0,3

Zdroj: Vlastní zpracování

Pomocí **Friedmanova testu**, který umožňuje statisticky porovnat výkon více modelů, bylo zjišťováno, zda existuje statisticky významný rozdíl ve výsledcích poskytovaných jednotlivými metodami. V případě, že byl na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ prokázán statisticky významný rozdíl mezi výsledky jednotlivých metod, byl dále použit **Dunnův test mnohonásobného porovnávání**, který umožňuje vyhodnotit, mezi kterými skupinami metod je rozdíl patrný. Tento přístup poskytuje robustní základ pro výběr nejefektivnějšího modelu pro časové řady a zajišťuje důkladné a objektivní hodnocení různých analytických technik. Při vyhodnocení Dunnova testu byla použita **Bonferroniho korekce**. Tabulky s výsledky Dunnova testu zahrnují pouze skupiny metod mezi kterými byl prokázán statisticky významný rozdíl. Přičemž platí, že pokud uvedená p-hodnota $< 0,05$, pak H_0 zamítáme na zvolené hladině významnosti a mezi výsledky použitých přístupů k modelování a predikci existuje statisticky významný rozdíl.

3.1.2 Analýza vlivu velikosti zemědělských podniků na strukturu rostlinné a živočišné produkce

Cílem této části práce je ověřit, zda struktura rostlinné produkce v České republice závisí na velikosti zemědělského podniku, respektive, zda struktura živočišné produkce závisí na velikosti zemědělského podniku. První otázka se týká identifikace rozdílů ve struktuře rostlinné a živočišné produkce dle velikosti zemědělských podniků. Druhá otázka se zabývá podíly sklizňových ploch jednotlivých plodin, respektive podíly dobytčích jednotek jednotlivých zvířat, s ohledem na velikost zemědělského podniku a porovnání meziskupinových rozdílů. K současnému stavu poznání přispívá tato část práce aplikací statistických metod k porovnání čtyř velikostních skupin zemědělských podniků. Tato část práce vyplňuje mezeru ve výzkumu struktury rostlinné a živočišné produkce v ČR, jelikož většina předchozích studií zkoumala velikost zemědělských podniků zejména ve vztahu k efektivnosti, produktivitě, dotacím či diverzitě.

K ověření předpokladů pro použití parametrických testů, tedy předpokladu normality, byly použity kategorizované normální pravděpodobnostní grafy a Shapírov–Wilkův test. Předpoklad homogenity rozptylů byl ověřen graficky pomocí krabicového diagramu a numericky s použitím Leveneova testu. Vzhledem k nesplnění předpokladů byl pro testování statistických hypotéz použit neparametrický **Kruskalův–Wallisův test**. V případě prokázání statisticky významného rozdílu mezi jednotlivými velikostními skupinami podniků bylo následně tzv. **obecnou metodu mnohonásobného porovnávání** zjišťováno, mezi kterými velikostními skupinami podniků existuje statisticky významný rozdíl.

Data byla čerpána ze Zemědělské účetní datové sítě FADN (Farm Accountancy Data Network), která představuje hlavní a jediný oficiální zdroj informací o ekonomické situaci zemědělských podniků v Evropské unii. Vzorek FADN CZ umožňuje přesné a vysoce spolehlivé odhady (Prášilová a kol., 2013). Data byla zpracována pomocí statistického software Statistica 14. K popisu velikosti zemědělských podniků lze použít dvě hlavní kritéria: klasifikaci zemědělských podniků z ekonomického hlediska na základě standardní produkce a alternativní měřítko založené na využívané zemědělské ploše (Urbánová a kol., 2018). V této části práce jsou podniky hodnoceny pomocí standardní produkce, která vyjadřuje průměrnou finanční hodnotu produkce jednotlivých odvětví rostlinné a živočišné produkce. Koeficienty standardní produkce jsou v členských zemích EU stanovovány pro všechny významné zemědělské plodiny a kategorie zvířat podle reálných podmínek dané

země a jsou pravidelně aktualizovány. Na základě relativního podílu standardní produkce za jednotlivá odvětví rostlinné a živočišné výroby na celkové hodnotě podnikové standardní produkce je také stanovováno výrobní zaměření (FADN, 2023).

Významnou zemědělskou výrobní specializací ČR je polní rostlinná výroba, která značně ovlivňuje celé české zemědělství (Rudinskaya a Náglová, 2020). V rámci výběrového souboru realizovaného šetření FADN byly v roce 2021 podniky specializované na polní výrobu nejpočetněji zastoupenou skupinou. Tyto podniky hospodařily na 36,2% celkové obhospodařované půdy v ČR a podílely se na celkové produkci zemědělského odvětví ČR 28,8% a na rostlinné produkci 44,3%. Výrobní zaměření polní výroba zahrnuje v podrobnějším členění typ 15. Obiloviny, olejninu a bílkovinné plodiny a 16. Všeobecnou polní výrobu. Pro hodnocení procentní struktury sklizňových ploch na ornou půdu byly zvoleny tyto hlavní plodiny: pšenice, žito, ječmen, oves, kukuřice, hrách, cukrová řepa, brambory, řepka olejka, hořčice, mák a ostatní krmné plodiny. První vzorek zahrnuje jedno období SZP pro roky 2014-2021 a tvoří jej konvenční zemědělské podniky zaměřené na produkci polních plodin působící v České republice. Ve veřejné databázi ES6 klasifikace FADN jsou podniky rozděleny do šesti velikostních skupin. První skupina zahrnující velmi malé podniky byla vynechána, protože tato množina dat je v databázi prázdná. Třetí a čtvrtá velikostní skupina, tedy podniky pod středem a nad středem, byly sloučeny do jedné skupiny reprezentující střední podniky. Dle celkové standardní produkce podniku byly použity kategorie malé podniky (SO 8-25 tis. EUR), střední podniky (SO 25-100 tis. EUR), velké podniky (SO 100-500 tis. EUR) a velmi velké podniky (SO nad 500 tis. EUR).

Reprezentativní soubor z roku 2021 zahrnoval 365 podniků specializujících se na polní výrobu tj. 32,5% výběrového souboru, což reprezentuje 5 396 zemědělských subjektů dané specializace v ČR a tyto podniky hospodařily na více než třetině veškeré obhospodařované půdy. Ve výběrovém souboru byly podniky fyzických osob (PFO) zastoupeny více než ze dvou třetin, tj. 254 respondentů (69,6%) a podniky právnických osob (PPO) reprezentovalo 111 respondentů (30,4%). Většina podniků výrobního zaměření polní výroba působila mimo oblasti s přírodními omezeními (ANC), které poskytují ideální podmínky pro pěstování. Pouze 30,1% zemědělských subjektů zabývajících se převážně rostlinnou výrobou hospodařilo v těchto méně příznivých oblastech, v nichž je obtížnější provozovat intenzivní rostlinnou výrobu kvůli specifickým problémům způsobeným přírodními podmínkami (FADN, 2021). Počet podniků zařazených do vzorku v jednotlivých sledovaných letech a velikostních skupinách je uveden v tabulce 9.

Tabulka 9: Počet zemědělských podniků polní výroby ve výzkumném vzorku a jejich výměra zemědělské půdy

Rok	Malé		Střední		Velké		Velmi velké	
	n	ha	n	ha	n	ha	n	ha
2014	22	50 773	135	140 229	173	336 686	131	695 047
2015	21	55 461	135	142 150	168	347 717	128	635 095
2016	22	41 470	133	130 463	169	342 569	130	668 507
2017	13	47 146	106	124 143	175	351 414	162	750 293
2018	19	43 954	121	123 217	160	338 246	159	773 752
2019	20	38 029	106	132 414	167	337 851	148	800 541
2020	N/A	N/A	98	130 405	139	314 640	116	751 805
2021	N/A	N/A	111	139 989	144	348 810	104	801 727

Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2023)

V šetření FADN CZ byl od účetního roku 2020 zvýšen práh ekonomické velikosti pro oblast zjišťování, tedy pro zařazování podniků do výběrového souboru FADN CZ, z 8 000 EUR na 15 000 EUR standardní produkce, který je definován v novele prováděcího nařízení Komise (EU) č. 2015/220. Na základě této změny již od účetního roku 2020 nejsou v šetření zahrnuty malé podniky s ekonomickou velikostí IV. Tato skutečnost měla vliv na výsledky účetního roku 2020, a to především u podniků fyzických osob (FADN, 2020).

Druhý vzorek zahrnuje rovněž jedno období SZP pro roky 2014-2022 a tvoří jej soubor konvenčních zemědělských podniků zaměřených na produkci mléka, chov skotu, chov prasat a drůbeže a smíšenou výrobu. Dle celkové standardní produkce podniku byly opět použity kategorie malé podniky (SO 8-25 tis. EUR), střední podniky (SO 25-100 tis. EUR), velké podniky (SO 100-500 tis. EUR) a velmi velké podniky (SO nad 500 tis. EUR). Reprezentativní soubor z roku 2022 zahrnoval celkem 669 podniků zaměřených na produkci mléka, chov skotu, chov prasat a drůbeže a smíšenou výrobu. Tyto podniky reprezentovaly celkem 6 868 zemědělských subjektů daných výrobních specializací v ČR.

Zemědělské podniky smíšené výroby jsou z hlediska produkce nejvýznamnějším výrobním zaměřením. Na celkové produkci zemědělského odvětví ČR se podílí ze 41,6% a na produkci živočišné výroby ČR mají nejvyšší podíl (48,8%). Tato kategorie podniků využívá 37,0% z celkové výměry obhospodařované zemědělské půdy a chová 41,6% z celkového počtu dobytčích jednotek (DJ) v České republice. Z celkového počtu 318 podniků ve výběrovém souboru FADN, které celkově reprezentují 2 565 zemědělských subjektů zaměřených na smíšenou výrobu v ČR, tvoří 88,1% podniky se smíšenou rostlinnou a

živočišnou výrobou s významným podílem chovu krav s tržní produkcí mléka a s chovem skotu, ovcí a koz. Většina podniků (66,4%) hospodaří v ANC. Ekologicky hospodařící podniky v rámci tohoto výrobního zaměření představují 8,5% s výraznou převahou PFO. Podniky smíšené výroby v roce 2022, podobně jako v předchozích letech, mají největší průměrnou výměru využívané zemědělské půdy (512,8 ha/podnik) ze všech sledovaných výrobních zaměření.

Podniky výrobního zaměření (VZ) produkce mléka se na tvorbě hodnoty celkové zemědělské produkce v ČR podílely 11,1% a jejich podíl na tvorbě hodnoty celkové mléčné produkce byl 31,5%. Téměř 2/3 hodnoty produkce mléka (65,0%) však bylo vyprodukováno v podnicích VZ smíšená výroba. Do VZ produkce mléka jsou zařazeny podniky, které se zabývají chovem zvířat zkrmujiících objemnou pící a zároveň dojnice tvoří více než 3/4 podíl této kategorie zvířat. Podniky této výrobní specializace v roce 2022 obhospodařovaly 9,4% z celkové výměry zemědělské půdy ČR a z toho 38,2% byly trvalé travní porosty. V přepočtu na dobytčí jednotku se na celkovém počtu chovaných zvířat v ČR podílely z 13,8%. Počet podniků zaměřených na produkci mléka činil celkem 122, z toho 79 PPO, které reprezentovaly 307 zemědělských subjektů, a 43 PFO zastupujících 470 podniků této výrobní specializace v ČR. Většina podniků (91,0%) tohoto VZ hospodařila převážně v oblastech s přírodními omezeními, což dokládá význam takto specializovaných podniků pro obhospodařování zemědělské půdy v oblastech ANC. Podíl výhradně ekologicky hospodařících podniků byl 11,5% (10 PFO, 4 PPO).

Zemědělské podniky VZ chov skotu a zvířat zkrmujiících objemnou pící (ZOP), které kromě skotu zahrnují i ovce, kozy a koně, se v roce 2022 na tvorbě hodnoty celkové zemědělské produkce v ČR podílely 3,7%. Podíl podniků tohoto VZ na hodnotě živočišné produkce byl 5,1%. Výrazná část podniků tohoto výrobního zaměření hospodaří ekologickým způsobem. Většina zvířat v podnicích daného VZ je chována extenzivně v horách a podhůří. Výběrový soubor zahrnoval celkem 193 podniků tohoto VZ, z toho 38 PPO a 155 PFO. Data podniků VZ chov skotu a zvířat ZOP, zpracovaná za rok 2022, reprezentují dle nejnovějších výsledků Integrovaného šetření v zemědělství (IFS 2020) celkem 3 314 zemědělských subjektů. Zmiňované výrobní zaměření má druhý nejvyšší počet DJ v rámci porovnávaných VZ, kde tvoří 15,3% z celkového počtu DJ v ČR. Díky převažujícímu extenzivnímu způsobu chovu zvířat působí zemědělské podniky především v oblastech s přírodními omezeními. Počet podniků VZ chov prasat a drůbeže zahrnoval 36 podniků reprezentujících celkem 212 podniků. Jednalo se tak o nejméně zastoupené VZ

v rámci výběrového souboru (FADN, 2024). Počet podniků zařazených do vzorku v jednotlivých sledovaných letech a velikostních skupinách je uveden v tabulce 10.

Tabulka 10: Počet zemědělských podniků ve výzkumném vzorku n a počet dobytčích jednotek (DJ)

Rok	Malé		Střední		Velké		Velmi velké	
	n	DJ	n	DJ	n	DJ	n	DJ
2014	90	66 788	203	104 083	142	191 133	310	1 078 012
2015	102	65 158	202	108 889	156	194 211	314	1 136 783
2016	89	59 009	208	113 476	137	188 664	321	1 085 702
2017	82	58 755	198	107 627	158	192 520	332	1 116 345
2018	93	56 095	217	108 804	159	196 119	333	1 146 001
2019	86	55 733	216	109 929	148	187 744	314	1 116 049
2020	45	28 639	206	108 195	145	213 387	319	1 139 338
2021	48	30 628	203	115 699	151	191 233	286	1 125 969
2022	55	32 461	198	117 085	149	185 888	267	1 077 910

Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2024)

4 Metodika

4.1 Použité přístupy k analýze a modelování časových řad

Prvním úkolem při analýze časové řady je získat představu o charakteru procesu, který daná časová řada reprezentuje. V této fázi patří mezi základní metody vizuální analýza a výpočet elementárních statistických charakteristik (Hindls, 2007).

4.1.1 Základní koncepce modelování časových řad

Základní koncepcí modelování časové řady skutečných hodnot je následující jednorozměrný model ve tvaru vybrané elementární funkce času:

$$Y_t = f(t, \mathcal{E}_t), \quad (4.1)$$

kde $t = 1, 2, \dots, n$

Y_t = teoretická hodnota ukazatele v čase,

přičemž rozdíl mezi teoretickou a skutečnou hodnotou časové řady má být v úhrnu co nejmenší a kromě faktoru času by měl zahrnovat i působení ostatních faktorů na vývoj zkoumaného ukazatele (Hindls a kol., 2007).

Klasický formální model

Klasická analýza časový řad je založena na předpokladu, že časovou řadu y_t lze dekomponovat na čtyři složky:

trendovou složku T_t odrážející dlouhodobé změny v průměrném chování časové řady, respektive obecnou tendenci vývoje zkoumaného jevu za dlouhé období.

Sezónní složku S_t vyskytující se u časových řad údajů s periodicitou kratší nebo rovnou jednomu roku. Jedná se o pravidelně se opakující odchylku od trendové složky.

Cyklickou složku C_t vyjadřující kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje s délkou vlny delší než jeden rok.

Náhodnou složku $\mathcal{E}_t$ představující veličinu, kterou není možné popsat žádnou funkcí času. Jedná se o složku, která zbude po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky a vyjadřuje nahodilé a jiné nesystematické výkyvy, ale také např. chyby měření. Lze předpokládat, že její střední hodnoty jsou nulové, tedy platí:

$$E(\mathcal{E}_t) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (4.2)$$

Mimo předpoklad o střední hodnotě náhodných poruch je nezbytné formulovat předpoklad o jejich variabilitě, vzájemné závislosti a případně o zákonu jejich rozdělení. Za nejméně náročnou je považována hypotéza o homoskedasticitě náhodných poruch, jež předpokládá, že náhodné poruchy s nulovými středními hodnotami mají v čase konstantní rozptyl a jsou vzájemně lineárně nezávislé, tedy platí:

$$D(\varepsilon_t) = \sigma^2, \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (4.3)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0, \quad t, t' = 1, 2, \dots, n, \quad t \neq t'. \quad (4.4)$$

Jsou-li splněny předpoklady (4.2) až (4.4), tvoří řada tzv. *bílý šum* (Hindls a kol., 2007). Zahrnutím předpokladu normálního rozdělení reziduí a zesílením nekorelovanosti reziduí na striktní nezávislost vzniká tzv. *Gaussovský bílý šum*. K ověření předpokladů o náhodné složce lze použít celou řadu testů založených na reziduích. K detekci autokorelace reziduí se využívá Durbinův-Watsonův test či Ljungův-Boxův test. K ověření předpokladu konstantního rozptylu reziduí, homoskedasticity, lze využít Breuschův-Paganův test, Whiteův test či ARCH test, jež testuje, zda nesystematická složka modelu vykazuje ARCH efekt. Předpoklad normality nesystematické složky lze ověřit použitím Jarqueova-Berova testu, případně pomocí Shapirova-Wilkova testu. Výpočetní tvar jednotlivých testových statistik uvádí Cipra (2008).

Trendová a cyklická složka mohou být přítomné jak v časových řadách ročních údajů, tak i v krátkodobých časových řadách. Naopak sezónní složka je přítomná pouze v krátkodobých časových řadách a nesystematická složka je součástí každé časové řady.

Základní tvar rozkladu časové řady může být:

- aditivní, kdy hodnoty časové řady jsou určovány jako součet hodnot jednotlivých složek

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n, \text{ popř.} \quad (4.5)$$

- multiplikativní, kdy hodnoty časové řady jsou určovány jako součin hodnot jednotlivých složek

$$y_t = T_t * S_t * C_t * \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (4.6)$$

Existence všech složek časové řady tedy není nezbytná a tato skutečnost je podmíněna spíše věcným charakterem zkoumaného ukazatele. Obvykle je při modelování časových řad dostatečný aditivní model, navíc multiplikativní model lze logaritmickou transformací převést na model aditivní (Hindls a kol., 2000).

Analýza trendu

Analytické vyrovnávání časových řad pomocí trendových funkcí je obvyklým způsobem popisu trendu časové řady. Použitím matematické funkce lze získat informaci o charakteru tendence vývoje analyzovaného ukazatele v čase a modelovat vývoj trendu v budoucnosti, ovšem za předpokladu, že se jeho charakter nezmění. Existuje celá řada trendových funkcí, přičemž ekonomické časové řady jsou nejlépe prezentovány pomocí lineární, kvadratické, exponenciální, modifikované exponenciální a logistické trendové funkce (Hindls a kol., 2000). Vybrané trendové funkce mají následující podobu:

Konstantní trend

$$T_t = \beta_0, \quad (4.7)$$

tedy hodnoty trendu jsou konstantní, vůči časové proměnné se nemění.

Lineární trendová funkce (přímka)

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t \quad (4.8)$$

Kvadratická trendová funkce (parabola)

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 \quad (4.9)$$

Logaritmická trendová funkce

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) \quad (4.10)$$

Hyperbolická trendová funkce (lomená)

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 (1/t) \quad (4.11)$$

Exponenciální trendová funkce

$$T_t = \beta_0 \beta_1^t, \quad (4.12)$$

kde parametry $\beta_0, \beta_1 > 0$ a po linearizující transformaci logaritmováním jsou odhadovány metodou nejmenších čtverců, tj.

$$\ln T_t = \ln \beta_0 + t \ln \beta_1 \quad (4.13)$$

S-křivka

$$T_t = e^{(\beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t})}, \quad (4.14)$$

po logaritmické transformaci má S-křivka tvar hyperboly

$$\ln T_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} \quad (4.15)$$

Logistický trend (Pearl-Reedův tvar)

$$T_t = \frac{1}{\gamma + \beta_0 \beta_1^t} \quad (4.16)$$

jehož inverzní funkce má formu modifikovaného exponenciálního trendu (Arlt a kol., 2002).

Trendové funkce jsou založeny na předpokladu, že parametry modelu se v průběhu sledovaného období nemění, přičemž modely analytického vyrovnávání přiřazují jednotlivým hodnotám časové řady stejnou váhu. Hodí se především pro modelování časových řad, jež vykazují určitou stálou deterministickou složku a náhodné fluktuace na ně nemají výrazný vliv. Modely jsou dále charakteristické principem „*ceteris paribus*“, tedy vnější podmínky determinující vývoj časové řady jsou neměnné.

4.1.2 Boxova-Jenkinsova metodologie

Základním prvkem konstrukce modelu časové řady je náhodná složka, která může být tvořena korelovanými náhodnými veličinami, což je rozdíl v porovnání s klasickým modelem, který spočívá v konstrukci systematické složky a v zásadě předpokládá, že nedochází ke vzájemné korelaci jednotlivých pozorování. Základem postupu je korelační analýza více či méně závislých pozorování uspořádaných do časové řady. Mimo napozorované údaje časové řady zahrnuje model nekorelované náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a s konstantním rozptylem, jež se označují jako ϵ_t . Řada ϵ_t , $t = 1, 2, \dots, n$, tvoří tzv. bílý šum. Hlavním předpokladem aplikace Boxovy-Jenkinsovy metodologie je požadavek na delší časovou řadu, která by měla zahrnovat přibližně 40 pozorování (Hindls, 2007). Boxova-Jenkinsova metodologie a modely z ní vycházející jsou podrobně zpracovány v rozsáhlé publikaci Cipry (2008) a také v publikaci Arlta a Arltové (2009).

4.1.2.1 Konstrukce modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie

Konstrukce modelu Boxovy-Jenkinsovy metodologie spočívá ve třech fázích:

- Identifikace modelu

Dle Cipry (2008) spočívá identifikace modelu jednak v identifikaci pomocí tvaru autokorelační a parciální autokorelační funkce a dále v identifikaci pomocí informačních kritérií. Arlt a Arltová (2009) zmiňují využití informačních kritérií až ve fázi volby nejlepšího modelu z množiny přijatelných modelů, kdy je vybrán model s nejnižší hodnotou informačního kritéria. Shodný je postup v určení řádu diferencování, jež je založen na subjektivním hodnocení grafu časové řady, korelogramu a tzv. testech jednotkových kořenů.

- Odhad modelu

Předmětem druhé fáze výstavby modelu je získat konkrétní odhady parametrů zvoleného modelu. Odhadové procedury pro konstrukci finálních odhadů v patřičných modelech jsou vysloveně softwarovou záležitostí. V případě AR (p) modelu lze využít klasický odhad

metodou nejmenších čtverců. V případě složitějších modelů se používá např. metoda nejmenších nelineárních čtverců, metoda momentů či Bayesovská metoda.

- Diagnostika modelu

Model z předchozího kroku je verifikován na zvolené hladině významnosti a jsou posouzeny jeho předpovědní schopnosti. Verifikace zkonstruovaného modelu spočívá v aplikaci různých diagnostických nástrojů. Cipra (2008) zmiňuje kontrolu stacionarity, kontrolu struktury ARMA, grafickou prohlídku vypočteného bílého šumu a testování nekorelovanosti pro vypočtený bílý šum. Arlt a Arltová v diagnostické fázi rovněž zmiňují testování nesystematické složky a následné testování parametrů modelu na základě *t-testů*.

4.1.2.2 Modely stacionárních časových řad

Dle Boxovy-Jenkinsovy metodologie se rozlišuje řada kategorií modelů, jako model klouzavých součtů MA, autoregresní modely AR, či smíšené modely ARMA, jež jsou kombinací MA a AR modelů. Uvedené modely patří mezi modely stacionární, jež mají v čase konstantní střední hodnotu a varianci. Chování této řady lze považovat za stochasticky ustálené. Úroveň a rozptyl stacionární časové řady jsou v čase konstantní, tedy trend, sezónnost i proměnný rozptyl nejsou se stacionaritou slučitelné a pro dosažení stacionarity musí být z řady odstraněny.

Lineární proces

Stacionární proces jež neobsahuje deterministickou složku lze vyjádřit jako lineární kombinaci řady nekorelovaných stejně rozdělených náhodných veličin a je označován jako lineární proces či Woldova reprezentace. Lineární proces je definován jako

$$y_t = \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = (1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots) \varepsilon_t = \psi(B) \varepsilon_t, \quad (4.17)$$

kde $\{\varepsilon_t\}$ je bílý šum, ψ_1 je jedním z parametrů ψ_i a B je operátor časového posunu, tzv. operátor zpoždění. Praktičtější význam než obecný lineární proces mají jeho následující speciální případy.

Proces klouzavých součtů MA

Proces klouzavých součtů řádu q označován jako MA(q) (moving average) má tvar

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} = \theta(B) \varepsilon_t, \quad (4.18)$$

kde $\theta_1, \dots, \theta_q$ jsou parametry a $\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q$ je operátor klouzavých součtů.

Proces MA(q) je vždy stacionární s nulovou střední hodnotou, rozptylem

$$\sigma_y^2 = (1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma^2 \quad (4.19)$$

a autokorelační funkcí

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2} & \text{pro } k = 1, \dots, q \\ 0 & \text{pro } k > q \end{cases} \quad (4.20)$$

autokorelační funkce má bod useknutí k_0 rovný řádu modelu q . Parciální autokorelační funkce ρ_{kk} procesu MA(q) nemá bod useknutí, ale je omezena lineární kombinací geometricky klesajících posloupností a sinusoid s geometricky klesajícími amplitudami. Proces MA (q) je invertibilní, pokud všechny kořeny $z_1, \dots, z_q$ polynomu $\theta(z)$ leží vně jednotkového kruhu v komplexní rovině (tj. $|z_1|, \dots, |z_q| > 1$).

Autoregresní proces AR

Autoregresní proces řádu p označován jako AR(p) (autoregression) má tvar

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \text{tj. } y_t - \varphi_1 y_{t-1} - \dots - \varphi_p y_{t-p} = \varphi(B)y_t = \varepsilon_t, \quad (4.21)$$

kde $\varphi_1, \dots, \varphi_p$ jsou parametry a $\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p$ je autoregresní operátor, jež vzniká „useknutím“ invertovaného tvaru lineárního procesu v bodě, jež odpovídá zpoždění p .

Proces AR(1)

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

je stacionární pro $|\varphi| < 1$. V daném případě má nulovou střední hodnotu, rozptyl

$$\sigma_y^2 = \frac{\sigma^2}{1 - \varphi_1^2} \quad (4.23)$$

a autokorelační funkci

$$\rho_k = \varphi_1^k \quad \text{pro } k \geq 0 \quad (4.24)$$

ve tvaru geometricky klesající posloupnosti, jež navíc osciluje pro záporné φ_1 , bez bodu useknutí. Pro $k = 1$ je speciálně

$$\rho_1 = \varphi_1, \quad (4.25)$$

tedy první autokorelace procesu AR(1) je rovna jeho autoregresnímu parametru. Důležitou roli v modelu tak představuje znaménko parametru φ_1 . Pokud je kladné $\varphi_1 > 0$ signalizuje setrvačnost ve znaménku sousedních hodnot dané časové řady, tj. pozitivní korelovanost.

Naopak záporné $\varphi_1 < 0$ indikuje časté změny ve znaménku sousedních hodnot příslušné časové řady, tj. záporná korelovanost.

Parciální autokorelační funkce procesu AR(1) má tvar

$$\rho_{11} = \varphi_1, \quad \rho_{kk} = 0 \quad \text{pro } k > 1 \quad (4.26)$$

s bodem useknutí $k_0 = 1$.

Smíšený proces ARMA

Smíšený proces řádu p a q ARMA (p, q) má tvar

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad \text{tj. } \varphi(B)y_t = \theta(B) \varepsilon_t, \quad (4.27)$$

Podmínka stacionarity, respektive invertibility, procesu ARMA (p, q) se shoduje s podmínkou stacionarity procesu AR(p), respektive invertibility procesu MA(q).

Proces ARMA (1, 1)

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (4.28)$$

je stacionární pro $|\varphi| < 1$. V daném případě má nulovou střední hodnotu, rozptyl

$$\sigma_y^2 = \frac{1 + \theta_1^2 + 2\varphi_1\theta_1}{1 - \varphi_1^2} \sigma^2 \quad (4.29)$$

a autokorelační funkci

$$\rho_1 = \frac{(1 + \varphi_1\theta_1)(\varphi_1 + \theta_1)}{1 + \theta_1^2 + 2\varphi_1\theta_1}, \quad \rho_k = \varphi_1 \rho_{k-1} \quad \text{pro } k > 1 \quad (4.30)$$

bez bodu useknutí ve tvaru klesající geometrické posloupnosti s výjimkou ρ_0 . Podmínkou invertibility procesu ARMA (1,1) je $|\theta| < 1$. Parciální autokorelační funkce je omezena klesající geometrickou posloupností počínaje od ρ_{11} (Cipra, 2008).

4.1.2.3 Modely nestacionárních časových řad

V řadě případů není vhodné modelovat časové řady pomocí stacionárních modelů. Příkladem mohou být různé ekonomické časové řady vykazující rostoucí či klesající, lineární nebo nelineární trend a dále šoky, kterým jsou tyto proměnné vystaveny, mohou mít permanentní charakter. V těchto případech se jako vhodné jeví nestacionární modely časových řad, z nichž nejčastěji uváděným typem je proces ARIMA (AutoRegressive Intergrated Moving Average) (Vošvrda a kol., 2003). Tyto modely tak umožňují modelovat časové řady, které nemají konstantní střední hodnotu nebo konstantní rozptyl. Lze rozlišit dva typy nestacionarity:

a) *deterministická nestacionarita*, příkladem je model

$$y_t = \alpha + \beta * t + \varepsilon_t, \quad (4.31)$$

kde ε_t je bílý šum. Jedná se o případ, ve kterém je nestacionarita způsobena např. deterministickým trendem, v tomto případě lineárním trendem, a po jeho odstranění se řada stane stacionární, v tomto případě bílým šumem.

b) **stochastická nestacionarita**, příkladem je tzv. **model náhodné procházky s driftem**

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.32)$$

kde ε_t je opět bílý šum. Stochastickou nestacionaritu je v určitých případech možné modelovat pomocí speciálních stochastických modelů a pomocí těchto modelů lze také stacionarizovat. V uvedeném případě modelu náhodné procházky s driftem lze danou časovou řadu stacionarizovat přechodem k řadě prvních diferencí Δy_t , jelikož podle uvedeného modelu je

$$\Delta y_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (4.33)$$

tedy jde o bílý šum posunutý do úrovně α . Podstata stochastické nestacionarity je ještě lépe zřejmá při jeho přepisu do tvaru

$$y_t = y_1 + \alpha * (t - 1) + \sum_{\tau=2}^t \varepsilon_{\tau}. \quad (4.34)$$

Řada má tedy jak deterministický trend, konkrétně lineární se směrnici α , tak stochastický trend, který spočívá v postupné kumulaci bílého šumu.

Možnost stacionarizace pomocí diferencování vypovídá o přítomnosti (téměř) jednotkového kořene v autoregresním operátoru příslušného modelu. Rozhodnutí o přítomnosti jednotkového, či vícenásobného jednotkového kořene je součástí analýzy. V první řadě lze přítomnost jednotkového kořene usoudit z tvaru odhadnutého korelogramu, kdy indikací jeho přítomnosti je velmi pomalý pokles korelogramu od jednotkové hodnoty k nule (jednotlivé odhadnuté autokorelace s rostoucí délkou časové řady konvergují v nestacionárním modelu k jedné). Posouzení odhadnutého korelogramu je však do jisté míry subjektivní a je tedy vhodné používat příslušné statistické testy jako Dickeyův-Fullerův test, rozšířený Dickeyův-Fullerův test, KPSS test, nebo v ideálním případě jejich kombinaci.

Proces ARIMA

Pro časové řady se stochastickým trendem typu náhodné procházky s driftem, které lze diferencováním stacionarizovat, jsou v rámci Boxovy-Jenkinsovy metodologie vymezeny procesy typu ARIMA.

Jedná se o *Integrovaný smíšený proces řádu p, d, q* , tedy ARIMA (p, d, q), který má tvar

$$\varphi(B)w_t = \alpha + \theta(B)\varepsilon_t \quad (4.35)$$

kde

$$w_t = \Delta^d y_t \quad (4.36)$$

je d -tá difference modelované časové řady y_t a model (4.35) je stacionární (a invertibilní) model ARMA (p, q). V daném modelu se nejprve pomocí vhodné difference modelované řady provede stacionarizace a následně se vzniklá stacionární řada modeluje pomocí smíšeného modelu ARMA. Proces ARIMA lze zapsat v souhrnném tvaru

$$\varphi(B)\Delta^d y_t = \alpha + \theta(B)\varepsilon_t. \quad (4.37)$$

Speciální případ představuje *integrováný proces $I(d)$* , který lze zapsat v jednoduchém tvaru

$$\Delta^d y_t = \varepsilon_t, \quad (4.38)$$

jež vzniká kumulací bílého šumu. Např. pro $d = 1$ je

$$y_t = y_1 + \sum_{\tau=2}^t \varepsilon_\tau. \quad (4.39)$$

4.1.3 Strukturální zlomy v časových řadách

Existují ekonomické časové řady, které jsou charakteristické strukturálními zlomy, změnami průběhu a variability. Strukturální změny v časových řadách představují body, v nichž dochází k významným změnám v chování nebo trendech časové řady. Tyto změny jsou způsobeny různými faktory, jako jsou ekonomické události, změny v politice, technologické inovace, přírodní katastrofy a další významné události, které ovlivňují sledovanou veličinu (Gujarati a Porter, 2009). Lze rozlišit několik typů strukturálních zlomů:

- zlom v úrovni, kdy dochází k náhlé změně průměrné hodnoty časové řady,
- zlom v trendu, který představuje změnu ve směru nebo sklonu trendu časové řady,
- zlom v sezónní složce, charakteristický změnou v sezónním chování časové řady,
- kombinované zlomy, jež představují kombinaci změn v úrovni, trendu či sezónní složce.

Pro modelování zlomu v úrovni časové řady se používá dummy proměnná, která má hodnotu 0 před zlomem a 1 po zlomu, což umožňuje zachytit náhlou změnu průměrné hodnoty. Zlom v trendu, jež bývá označován také jako změna trendu, se pak modeluje pomocí proměnné pro lokální trend, která je před zlomem nulová a po něm roste lineárně (1, 2, 3, ...), což vyjadřuje změnu sklonu nebo směru časové řady po daném bodě (Casini a Perron, 2018). Detekce strukturálních zlomů může být provedena několika metodami. Nejjednodušším způsobem je grafické zobrazení časové řady, které může často přispět k odhalení strukturálních zlomů. Dle Cipry (2008) lze dále ke stabilitě modelu spočívající v neměnnosti použitých parametrů přistupovat pomocí rekurentní metody nejmenších čtverců a testů stability. Tyto testy mohou umožnit rozpoznat či potvrdit existenci datových segmentů, kterým v daném modelu odpovídají různé parametrické hodnoty. V uvedeném případě pak lze přistoupit k odhadu jednotlivých segmentů zvlášť, nebo přidat do jednotlivých segmentů další vysvětlující proměnné a odhadovat všechny segmenty najednou pomocí jediného modelu. K detekci strukturálních změn byly v práci použity následující testy stability.

Chowův test stability

Princip Chowova testu spočívá ve statistickém testování odlišnosti daných dvou segmentů. Model v prvním segmentu je

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T_1 \quad (4.40)$$

a model ve druhém segmentu je

$$y_t = (\beta_1 + \beta_{k+1}) + (\beta_2 + \beta_{k+2}) x_{2t} + \dots + (\beta_k + \beta_{2k}) x_{tk} + \varepsilon_t, \quad (4.41)$$

$$t = T_1 + 1, \dots, T_1 + T_2 = T.$$

Uvažovaný Chowův test pak testuje nulovou hypotézu

$$H_0: \beta_{k+1} = 0, \dots, \beta_{2k} = 0, \quad (4.42)$$

že modely obou segmentů jsou shodné z hlediska parametrů. Chowova testovací statistika F se vypočte pomocí kritéria

$$F = \frac{\frac{S_R - S_{R1} - S_{R2}}{K+1}}{\frac{S_{R1} + S_{R2}}{T_1 + T_2 - 2(K+1)}}. \quad (4.43)$$

kde S_R je reziduální součet čtverců,

S_{R1} a S_{R2} jsou reziduální součty čtverců pro dva dílčí regresní modely,

K je počet regresorů v modelu, T_1 a T_2 jsou počty pozorování v jednotlivých úsecích.

Nevýhoda Chowova testu spočívá v potřebě specifikovat daný časový okamžik, v němž došlo ke strukturální změně. V praxi se obvykle bod zlomu volí na základě:

- prozkoumání grafů časové řady, kde může být opticky patrný časový bod změny v chování dat např. v podobě skokovité změny v úrovni nebo ve směrnici trendu;
- přihlédnutí k historickým událostem, které mohly vést ke strukturální změně;
- aplikace testů typu CUSUM (Cipra, 2008).

CUSUM test

CUSUM test je založen na vlastnostech rekurentních OLS reziduí popsaných Ciprou (2008, str. 131). Platí-li H_0 o neměnnosti parametrů β v klasickém modelu lineární regrese pak mají tzv. CUSUM statistiky v jednotlivých časech t přibližně normální rozdělení

$$\text{CUSUM}_t = \sum_{u=k+1}^t \frac{e_u}{s} \sim N(0, t - k), \quad t = k + 1, \dots, T, \quad (4.44)$$

kde s je OLS odhad směrodatné odchylky reziduální složky σ . Daný CUSUM test následně detekuje změnu odpovídajícího modelu spočívající ve změně parametrů β v tom okamžiku t , ve kterém poprvé

$$|\text{CUSUM}_t| \geq 2 \sqrt{t - k}. \quad (4.45)$$

QLR test

Další možností k detekci zlomu je tzv. Quandtův test podílu věrohodnosti (QLR test), který testuje přítomnost bodu zlomu v časové řadě na základě F-statistiky pro různé body zlomu. Ideou tohoto testu je provedení jednotlivých Chowových testů stability pro jednotlivá pozorování mezi dvěma časovými okamžiky. Výhoda QLR spočívá v tom, že není nutná znalost období, kdy ke strukturálnímu zlomu došlo.

4.1.4 Adaptivní přístupy k modelu časové řady

Předpoklad neměnnosti analytického tvaru modelu a jeho parametrů je při předpovědi budoucího průběhu ekonomických procesů omezující a někdy až neudržitelný. Jak již bylo zmíněno, během zkoumaného období často dochází ke změnám strukturálních parametrů, jež vedou k desaktualizaci modelu s konstantními parametry. Tedy jeho strukturální parametry již nejsou odrazem opravdové kvantitativní relace mezi endogenní proměnnou a časem a použití takového modelu k predikcím může v dané situaci vést ke značným systematickým chybám.

4.1.4.1 Modely exponenciálního vyrovnávání

Modely exponenciálního vyrovnávání jsou součástí skupiny adaptivních modelů, tedy modelů s měnlivými parametry. Tyto modely v čase nepředpokládají stabilitu analytického tvaru ani strukturálních parametrů a složky časové řady konstruuji na základě charakteristik, které v průběhu času mění své hodnoty. V závislosti na stáří jsou jednotlivým údajům přiřazovány různé váhy, které směrem do minulosti exponenciálně klesají. Systém vah je tvořen na základě vyrovnávacích konstant, jež nabývají hodnot z intervalu $(0, 1)$. Hodnota blízká 1 naznačuje prudké změny v chování časové řady či některé její složky. Naopak hodnota blízká 0 naznačuje pozvolné změny v chování časové řady. Odhad optimální hodnoty vyrovnávací konstanty lze provést pomocí síťového hledání v prostředí statistického softwaru. Případně je možné postupné zkoušení různých hodnot vyrovnávací konstanty a následná volba té z nich, jež minimalizuje vhodně zvolenou chybu odhadu.

Model exponenciálního vyrovnávání vychází z aditivního modelu časové řady, přičemž v časovém okamžiku n , je k dispozici časová řada empirických hodnot y_{n-k} , kde k je časová proměnná, jež lze chápat jako stáří pozorování, $k = 0, 1, \dots, n-1$, tedy:

$$y_{n-k} = T_{n-k} + \varepsilon_{n-k} \quad (4.46)$$

hodnotu trendové složky T_{n-k} lze popsat funkcí:

$$T_{n-k} = \beta_0 - \beta_1 k + \beta_2 k^2 + \dots + (-1)^k \beta_k k^k, \quad (4.47)$$

a odhady parametrů této trendové funkce lze vypočítat pomocí metody nejmenších čtverců formulované jako:

$$\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - T_{n-k})^2 \dots \min. \quad (4.48)$$

Tímto způsobem je každému empirickému pozorování přisuzována během vyrovnávání stejná váha. Tedy předpokládá se, že pozorování blízká pozorování v přítomném čase n mají při odhadu parametrů stejnou důležitost jako pozorování starší. Lze však předpokládat, že pozorování bližší současnému okamžiku n ovlivňují budoucí vývoj analyzované časové řady více než starší pozorování a proto by jim měla být přiřazována větší váha. Uvedenou podmínku (4.48) je tedy nutné formulovat ve tvaru:

$$\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - T_{n-k})^2 w_k \dots \min. \quad (4.49)$$

kde w_k jsou váhy, které se snižují se vzrůstajícím stářím pozorování. Váha w_k je exponenciální funkcí stáří pozorování a lze ji zapsat jako:

$$w_k = \alpha^k, \quad 0 < \alpha < 1, \quad k = 0, 1, \dots, n-1, \quad (4.50)$$

kde veličina α představuje tzv. vyrovnávací konstantu.

Dle typu trendu T_{n-k} se dále rozhoduje o vhodném modelu exponenciálního vyrovnávání (Hindls a kol., 2007). V této práci byly použity následující modely exponenciálního vyrovnávání.

Brownovo jednoduché exponenciální vyrovnávání (Simple)

Jednoduché exponenciální vyrovnávání je založeno na předpokladu, že trend lze v krátkých časových úsecích řady považovat za konstantní. Systém vah tvoří jedna vyrovnávací konstanta α , která popisuje úroveň analyzované časové řady a v případě sofistikovanějších modelů také trend dané řady. Vyrovnané hodnoty časové řady lze vypočítat rekurentně na základě výpočetního tvaru

$$\hat{y}_{n-k} = (1 - \alpha) y_{n-k} + \alpha \hat{y}_{n-k}, \quad (4.51)$$

přičemž počáteční hodnota y_0 je zpravidla odhadována průměrem všech či několika počátečních hodnot časové řady (Hindls a kol., 2007).

Brownovo dvojité exponenciální vyrovnávání (Brown)

Pokud lze předpokládat, že trend je v krátkých úsecích časové řady považován za lineární, jedná se o tzv. dvojité exponenciální vyrovnávání. Obdobně jako v předchozím případě je součástí dvojitého exponenciálního vyrovnávání jedna vyrovnávací konstanta α . Brownovy modely exponenciálního vyrovnávání jsou doporučovány pro časové řady s nevýrazným trendem.

Holtovo lineární exponenciální vyrovnávání (Holt)

Tento typ modelu je vhodný pro modelování a konstrukci předpovědí časových řad, které vykazují výraznější trendovou složku. Při konstrukci modelu je využívána vyrovnávací konstanta α , která má obdobnou funkci jako v případě Brownových modelů a vyrovnávací konstanta β , která zachycuje změnu trendu. Tato vyrovnávací konstanta určuje, jak moc se mění odhad trendu na základě změn v úrovni. Vyšší hodnota vyrovnávací konstanty β představuje rychlejší přizpůsobení trendu.

Exponenciální vyrovnávání s tlumeným trendem (Damped trend)

Jedná se o variantu Holtova exponenciálního vyrovnávání, která navíc zahrnuje parametr ϕ (phi) pro tlumení trendu. Tento parametr ovlivňuje rychlost vyrovnávání či „tlumení“ trendu. Pokud je hodnota ϕ blízká 1, pak se trend přizpůsobuje velmi pomalu, což je obdobné jako v případě klasického Holtova exponenciálního vyrovnávání. V opačném případě se trend vyrovnává rychleji a v budoucnu se stává méně významným.

Výpočetní postupy jednotlivých modelů včetně konstrukce předpovědí na základě exponenciálního vyrovnávání uvádí Arlt a Arltová (2002), Cipra (2008) nebo Hindls a kol. (1997, 2007).

4.1.5 Modelování časových řad pomocí neuronových sítí

Umělé neuronové sítě (ANN) se stále více využívají v automatizaci rozhodovacích procesů díky jejich jednoduché aplikovatelnosti a dostupnosti výpočetní techniky. Tyto sítě představují konkurenci tradičním metodám a jsou klíčovými nástroji v oblasti dolování dat a podnikové inteligence. ANN se učí na základě vzorových dat, která mohou obsahovat skryté nebo obtížně definovatelné vnitřní souvislosti, často i v přítomnosti šumu. Jejich schopnost filtrovat šum a odhalovat vzorce vývoje je činí velmi užitečnými při řešení prognostických úloh (Konečný, 2007). Původně byly neuronové sítě inspirovány strukturou a funkcí biologických neuronů v mozku. Biologické neurony komunikují prostřednictvím elektrických a chemických signálů. Tento princip je napodoben v ANN, kde umělé neurony (uzly) přijímají, váží a kombinují signály a následně aktivují další neurony. Prvním jednoduchým modelem umělého neuronu byl perceptron, což je jednovrstvá síť, která se skládá z jednoho neuronového uzlu, který se učí klasifikovat vstupy na základě lineární kombinace těchto vstupů. Je to základní stavební kámen pro složitější neuronové sítě. Rozšířením perceptronu vznikly tzv. vícevrstvé perceptrony, které zahrnují více vrstev neuronů a umožňují zachytit složitější vzory a nelineární vztahy v datech. Klíčovým prvkem učení neuronových sítí je algoritmus zpětného šíření chyby, tzv. backpropagation, jež zpětně šíří chybu a aktualizuje váhy v síti, čímž umožňuje efektivní trénování vícevrstevných neuronových sítí. Právě vícevrstvá neuronová síť je nejznámější a nejpoužívanější model neuronové sítě. Tento model je zobecněním sítě perceptronů pro architekturu se skrytými vrstvami, již zmíněný tzv. vícevrstvý perceptron pocházející z anglického multilayer perceptron (MLP) (Šíma a Neruda, 1996).

Vícevrstvé umělé neuronové sítě jsou univerzálními aproximačními nástroji schopnými modelovat jak lineární, tak nelineární funkce. Během procesu učení na základě vzorových dat mohou vytvářet nelineární modely funkcí s více proměnnými. Pro účely prognóz lze konstruovat různé úrovně složitosti modelů. Úspěšné využití těchto modelů však vyžaduje řešení několika klíčových problémů, jako je konfigurace neuronové sítě, výběr výpočetní funkce neuronů a přesnost učení sítě. Tyto faktory ovlivňují, jak efektivně

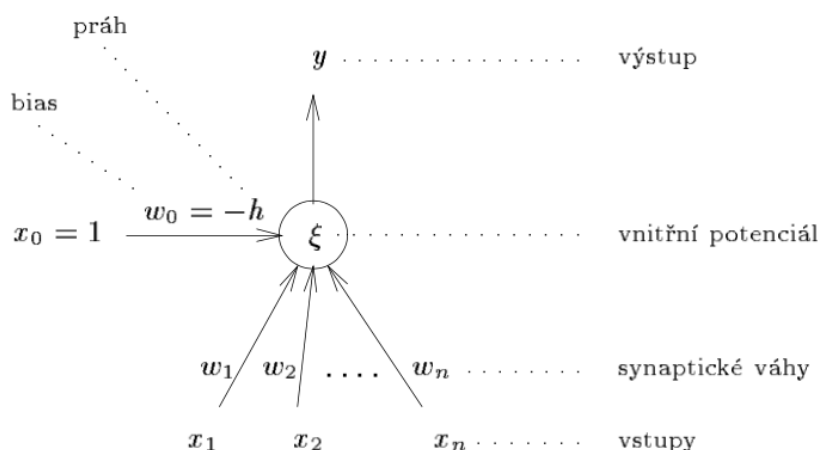
neuronová síť může přizpůsobit své váhy a biasy na základě trénovacích dat a jak dobře může provádět predikce na nových datech (Konečný, 2007).

Existuje celá řada typů neuronových sítí, mezi ně patří vícevrstvá perceptronová síť, síť RBF, Kohonenovy samoorganizující se mapy, Hopfieldova síť a další. V této práci byly použity neuronové síť typu vícevrstvé perceptronové sítě (MLP), které se řadí mezi nejpoužívanější.

Formální neuron

Základ matematického modelu neuronové sítě představuje formální či umělý neuron, který je aproximací funkce neurofyzilogického neuronu a nachází uplatnění v různých typech neuronových sítí. Mezi nejznámější typy umělých neuronů patří perceptron a RBF neuron (Radial Basis Function), přičemž oba mají široké využití v oblasti strojového učení a umělé inteligence. Perceptron, který je základní stavební jednotkou perceptronových neuronových sítí, se často integruje do vícevrstvých neuronových sítí. Obrázek 3 schematicky znázorňuje strukturu formálního neuronu, která ilustruje, jak jednotlivé komponenty přispívají k jeho funkci.

Obrázek 3: Formální neuron



Zdroj: Šíma a Neruda, 1996

Formální neuron má n obecně reálných vstupů $x_1, \dots, x_n$. Tyto vstupy jsou ohodnoceny odpovídajícími obecně reálnými synaptickými váhami $w_1, \dots, w_n$, které přiřazují každému vstupu určitou důležitost. Ve shodě s neurofyzilogickou motivací mohou být synaptické váhy záporné, což umožňuje vyjádřit jejich inhibiční charakter.

Vážená suma vstupních hodnot představuje vnitřní potenciál neuronu:

$$\xi = \sum_{i=1}^n w_i x_i. \quad (4.52)$$

Po dosažení tzv. prahové hodnoty h indukuje hodnota vnitřního potenciálu ξ výstup neuronu y . Nelineární nárůst výstupní hodnoty $y = \sigma(\xi)$ při dosažení prahové hodnoty potenciálu h je dán tzv. aktivační, neboli přenosovou, funkcí σ . Nejjednodušší typ aktivační funkce představuje tzv. ostrá nelinearita, jež má tvar:

$$\sigma(\xi) = \begin{cases} 1 & \text{jestliže } \xi \geq h \\ 0 & \text{jestliže } \xi < h. \end{cases} \quad (4.53)$$

Formální úpravou lze docílit toho, že funkce σ bude mít nulový práh a vlastní práh neuronu se záporným znaménkem bude chápán jako váha, tzv. bias $w_0 = -h$ dalšího formálního vstupu $x_0 = 1$ s konstantní jednotkovou hodnotou, jak je naznačeno na obrázku 3. Matematická funkce jednoho neuronu je potom dána vztahem:

$$y = \sigma(\xi) = \begin{cases} 1 & \text{jestliže } \xi \geq 0 \\ 0 & \text{jestliže } \xi < 0 \end{cases}, \quad \text{kde } \xi = \sum_{i=0}^n w_i x_i. \quad (4.54)$$

Kromě ostré nelinearity existuje řada dalších aktivačních funkcí jako jsou satureovaná lineární funkce, standardní logistická signoida či hyperbolický tangens. Aktivační funkce hyperbolický tangens:

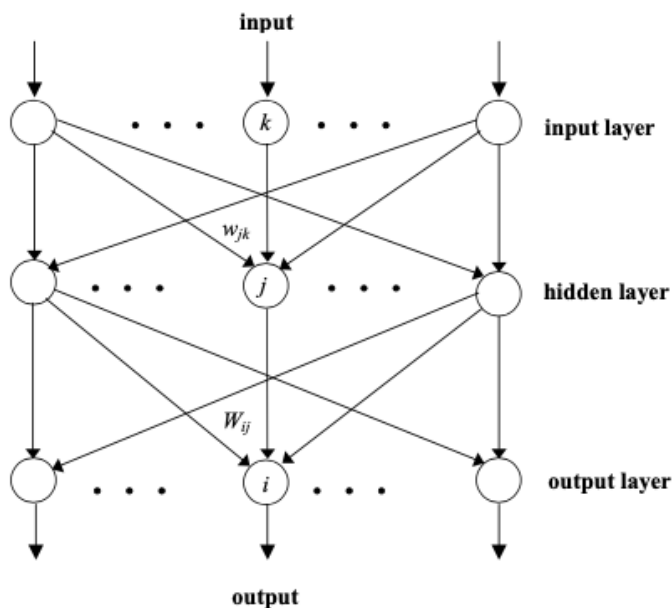
$$\sigma(\xi) = \frac{1 - e^{-\xi}}{1 + e^{-\xi}}, \quad (4.55)$$

byla použita jako aktivační funkce v této práci. Podobu ostatních aktivačních funkcí dále uvádí Šíma a Neruda (1996).

Neuronová síť

Neuronová síť je složena z formálních neuronů, jež jsou vzájemně propojeny tak, že výstup neuronu je vstupem obecně více neuronů. Počet neuronů a jejich vzájemné propojení v síti určuje tzv. architekturu neuronové sítě. Z hlediska využití jsou v neuronové síti rozlišovány vstupní, skryté a výstupní neurony. Šíření a zpracování informace na cestě v síti je umožněno změnou stavů neuronů ležících na této cestě. Stav neuronové sítě je určován staven jednotlivých neuronů v síti a synaptické váhy všech spojů představují tzv. konfiguraci neuronové sítě. Příklad architektury vícevrstvé neuronové sítě s jednou skrytou vrstvou je uveden na obrázku 4.

Obrázek 4: Příklad architektury vícevrstvé neuronové sítě



Zdroj: Veselý, 2011

V modelech neuronových sítí je důležité najít rovnováhu mezi složitostí modelu a jeho schopností generalizovat na nová data. Příliš jednoduchý model, tedy model s malým počtem neuronů, může mít omezenou schopnost zachytit složité vzory v trénovacích datech. Naopak model s příliš mnoha neurony pravděpodobně nebude mít problém reprezentovat závislosti v trénovacích datech, ale jeho schopnost generalizace, tedy vystihnout správný výsledek na nových datech, může být horší. Tento jev se označuje jako tzv. přeučení sítě (overfitting). K přeučení může docházet také ve chvíli, kdy model obsahuje velký počet vstupních parametrů a relativně málo pozorování. Cílem tak není maximalizace výkonu na trénovacích datech, ale rozumný kompromis mezi trénovacím výkonem a schopností zevšeobecňovat znalosti i na datech nových. Pro minimalizaci přeučení a dosažení dobré generalizace je klíčové správně rozdělit datový soubor do několika množin:

- **Trénovací množina**, která slouží k samotnému učení neuronové sítě. Model se na těchto datech trénuje, optimalizuje své váhy a učí se vzory a vztahy v datech. Obvykle obsahuje většinu dat, tedy 60-80%, aby model disponoval dostatečným množstvím vzorů pro učení.
- **Validační množina** slouží k testování chyby při učení sítě a zastavení tréninku, jestliže dochází ke zhoršující se chybě predikce na této množině. Tato množina je tvořena menší částí dat, cca 10-20% celkového souboru.

- **Testovací množina** slouží po dokončení trénování k otestování, jak dobře model generalizuje. Testovací množina není používána během trénování, takže poskytuje nezávislé hodnocení výkonu modelu. Jejím cílem je odhalit, zda model netrpí přeučením a zda je schopen aplikovat naučené vzory na nová data. Tuto množinu opět tvoří cca 10-20% dat.

Výkon modelu je reportován na základě všech tří množin, a ideální model je ten, který vykazuje vyvážený výkon na trénovacích, validačních a testovacích datech. To naznačuje, že model je dobře přizpůsoben a zároveň schopný generalizovat na nová data (Uldrich a Jurczyk, 2014). Před vstupem dat do neuronové sítě je nutné data předzpracovat, což zahrnuje kroky jako čištění, normalizaci nebo standardizaci. V této práci byla použita standardizace dat, která zajišťuje, že všechny vstupní proměnné mají stejnou váhu, což přispívá k efektivnějšímu tréninku modelu. Učení vícevrstvé neuronové sítě obvykle využívá algoritmus zpětného šíření chyb tzv. backpropagation. Nejprve je vypočítán výstup sítě pro daný vstup, poté porovnán tento výstup s požadovanou hodnotou a vypočítána chyba. Tato chyba se zpětně šíří sítí a pomocí gradientního sestupu se upravují váhy neuronů tak, aby se minimalizovala chyba. Tento proces se opakuje pro všechny trénovací vzorky, dokud model nedosáhne požadované úrovně přesnosti. Popis tohoto algoritmu uvádí Šíma a Neruda (1996).

4.1.6 Ověřování vhodnosti zvoleného modelu

Při rozhodování o vhodném typu modelu byla hodnocena:

- **analýza grafu zobrazené časové řady** nebo jejích absolutních či relativních charakteristik,
- **interpolační kritéria**, mezi která se řadí:

průměrná absolutní procentuální chyba

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \cdot 100 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|\hat{a}_t|}{y_t} \cdot 100, \quad (4.56)$$

čím nižší je hodnota uvedené charakteristiky, tím lepší je zvolená trendová funkce.

Index determinace R^2

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \in \langle 0, 1 \rangle. \quad (4.57)$$

Na základě uvedeného vztahu je pak za nejvhodnější trendovou funkci považována ta, jejíž hodnota indexu determinace je nejvyšší. Vzhledem k tomu, že index determinace nabývá hodnot $\langle 0;1 \rangle$, popisuje vývoj proměnných v čase nejlépe ta funkce, jejíž index determinace se nejvíce blíží jedné (Hindls, 2007). Hodnota R^2 však závisí na počtu parametrů modelu. Tento nedostatek odstraňuje jeho modifikovaná podoba.

Modifikovaný index determinace R_M^2

$$R_M^2 = R^2 - \frac{(1-R^2)(k-1)}{T-k}, \quad (4.58)$$

kde k ... počet parametrů modelu (Arlt a kol., 2002).

Mezi dalšími hodnocenými interpolačními kritérii byla:

- statistická významnost modelu (F-test),
 - statistická významnost jednotlivých parametrů (t-test),
 - testování reziduí a ověřování modelu z hlediska nepřítomnosti autokorelace nesystematické složky (Durbinův – Watsonův test, Ljungův – Boxův test, reziduální autokorelační funkce), normálního rozdělení (Shapirův-Wilkův test, Jarque-Berův test) a homoskedasticity reziduí (Whiteův test, Breuschův-Paganův test, ARCH test),
 - testování stability (Chowův test, CUSUM test) a další.
- **extrapolační kritéria**, kam patří tzv.:

relativní chyba prognózy

$$rp = \frac{|y'_t - y_t|}{y_t} 100, \quad (4.59)$$

kde y'_t ... předpovězená hodnota,

y_t ... skutečná hodnota (Svatošová a Köppelová, 2017).

Theilův koeficient nesouladu

$$T_H^2 = \frac{\sum_{j=1}^D (y_{N+j} - \hat{p}_j)^2}{\sum_{j=1}^D y_{N+1}^2} \quad (4.60)$$

kde N ... délka časové řady použitá pro odhad modelu (po zkrácení),

D ... zkrácení časové řady, tedy $D = n - N$,

$\hat{p}_j$... extrapolace na j období dopředu, a to modelem odhadnutým na základě prvních N pozorování časové řady.

Pro přímé použití se doporučuje veličina

$$T_H = \sqrt{T_H^2} * 100, \quad (4.61)$$

kterou lze interpretovat jako relativní chybu extrapolace udávanou v procentech a lze ji rovněž využít k porovnání různých modelových situací. Pokud se koeficient pohybuje do 5%, tak posuzovaný model lze považovat za vhodný pro tvorbu předpovědi. Pokud je T_H v rozmezí 5 - 10%, není další použití modelu pro extrapolaci vyloučeno. Je-li T_H větší než 10%, pak analyzovaný model nejspíše nebude vhodný pro kvalitní předpověď (Hindls a kol., 1997). Mimo výše uvedená kritéria lze kvalitu předpovědi hodnotit také pomocí grafu skutečnost – předpověď.

Je zřejmé, že existuje celá řada kritérií a rozhodnutí, která kritéria a model budou pro určitou časovou řadu nejvhodnější je subjektivní záležitost. Volba výsledného modelu je syntézou výsledků jednotlivých kritérií, která často nemusejí být v souladu či si dokonce odporují. Volba výsledného modelu je tak úlohou multikriteriálního rozhodování.

4.1.7 Testování statistických hypotéz

Základem testování statistických hypotéz jsou testy o charakteristikách základního souboru, tedy testy o parametrech rozdělení základního souboru, jež se souhrnně nazývají testy parametrických hypotéz či parametrické testy. Parametrické testy jsou založeny na následujících předpokladech: 1. Pozorování jsou nezávisle vybrány z normálně rozdělených populací; 2. všechny populace mají stejnou variabilitu, tj. homogenitu rozptylů; 3. průměry populací jsou lineární kombinací úrovní “efektů” jednotlivých faktorů (Sheskin, 2007). Pro ověření předpokladů parametrických testů lze použít různé testy a diagnostické metody. Mezi běžně používané testy patří Shapirův-Wilkův test, Levenův test či Durbin-Watsonův test. Často však existují situace, kdy jsou podmínky pro použití standardního parametrického testu narušeny, případně se chceme těmto předpokladům vyhnout, abychom zvýšili obecnost zjištění (Pereira a kol., 2015). Pro překonání uvedených obtíží byly vypracovány neparametrické testy, které vycházejí z velmi obecných předpokladů. Obvykle se požaduje především, aby rozdělení zkoumaných náhodných veličin bylo spojitého typu (Grofik a kol., 1987). Neparametrické testy mají tedy širší použitelnost než testy parametrické. Jejich nedostatkem je zejména menší síla testu (Hindls a kol., 2007).

4.1.7.1 Vybrané neparametrické testy

Na rozdíl od parametrických testů, které vyžadují normální rozložení dat a homogenní rozptyl, jsou neparametrické testy flexibilnější a mohou být použity na data, která tyto předpoklady nesplňují. Neparametrické testy tvoří širokou a různorodou oblast testování statistických hypotéz. Mezi nejvýznamnější patří zejména testy dobré shody, testy nezávislosti v kombinační tabulce či testy o shodě úrovně (Hindls a kol., 2007). Právě testy o shodě úrovně, konkrétně Kruskalův-Wallisův test a Friedmanův test, byly použity v této práci.

Kruskalův-Wallisův test je alternativním neparametrickým postupem k parametrické jednofaktorové analýze rozptylu (ANOVA). Test je založen na testovém kritériu:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{T_i^2}{n_i} - 3(N+1) \quad (4.62)$$

kde $n_1, n_2, \dots, n_k$ = rozsahy jednotlivých souborů; $N = n_1 + n_2 + \dots + n_k$; k = počet nezávislých náhodných výběrů; $T_1, T_2, \dots, T_k$ = součty pořadových čísel jednotlivých pozorování pro každý výběr zvlášť po sloučení výběrů do jednoho souboru a přiřazení pořadí (Grofik a kol., 1987). Testová statistika má pro $n_i > 5$ přibližně χ^2 rozdělení s $k - 1$ stupni volnosti. Testujeme nulovou hypotézu H_0 , že všechny výběry pocházejí z téhož rozdělení (Jarošová, 2021). Pokud Kruskalovým–Wallisovým testem dojde k zamítnutí testované hypotézy, posuzuje se dále pomocí post-hoc testu, které skupiny se vzájemně statisticky významně odlišují. Při práci s nevyváženými výběry můžeme podle Anděla (2005) Kruskalův – Wallisův test doplnit tzv. **obecnou metodu mnohonásobného porovnávání**. Označme $t_i = T_i/n_i$ průměrné pořadí v i -tém výběru. Necht' $h_{KW}(\alpha)$ je kritická hodnota Kruskalova–Wallisova testu na hladině významnosti α obsažená ve speciálních tabulkách, kterou je při větších rozsazích možno aproximativně nahradit kvantilem χ^2 rozdělení s $k - 1$ stupni volnosti pro dané α . Platí-li nerovnost:

$$|t_i - t_k| \geq \sqrt{\frac{N(N+1)}{12} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_k} \right) h_{KW}(\alpha)}, \quad (4.63)$$

pak na hladině významnosti α zamítáme nulovou hypotézu o shodě rozdělení i -tého a k -tého výběru.

Friedmanův test je neparametrickou obdobou analýzy rozptylu jednoduchého třídění pro výběrové soubory, jež jsou vzájemně závislé. Platí, že počet závislých výběrů $k > 2$. Testována je hypotéza, že všechny výběry pocházejí z téhož rozdělení. Testovací kritérium má tvar:

$$F_r = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k T_i^2 - 3n(k+1) \quad (4.64)$$

Je-li rozsah jednotlivých výběrů dostatečně velký, lze při platnosti nulové hypotézy rozdělení F_r aproximovat χ^2 -rozdělením o $(k-1)$ stupních volnosti. Jestliže $F_r > \chi^2_{\alpha(k-1)}$, zamítáme nulovou hypotézu a tedy hodnoty nejméně dvou pozorovaných výběrových souborů se od sebe výrazně liší, respektive nepocházejí ze stejného rozdělení (Hošková a kol., 2021). Pro následné mnohonásobné porovnání byl použit **Dunnův test** založený na testovém kritériu:

$$Z = \frac{R_i - R_j}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12} * (\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j})}} \quad (4.65)$$

Kde R_i a R_j jsou průměrné hodnoty skupin i a j ,

N je celkový počet pozorování,

n_i a n_j jsou velikosti vzorku ve skupinách i a j .

Při vyhodnocení Dunnova testu byla použita **Bonferroniho korekce**. Jedná se o statistickou metodu používanou k úpravě úrovně signifikance při provádění vícenásobných testů, aby se snížilo riziko chyby typu I, tedy falešně pozitivních výsledků. Na druhou stranu Bonferroniho korekce může být příliš konzervativní a vést tak k vyššímu riziku chyby typu II, tedy falešně negativních výsledků, protože upravená úroveň signifikance je přísnější a síla testu je tak snížena (Dunn, 1961).

5 Výsledky práce

Následující část práce se zaměřuje na prezentaci a analýzu výsledků získaných v rámci výzkumu. Tyto výsledky představují klíčové poznatky, které byly získány na základě předem stanovených metod a analytických nástrojů. Cílem této části je přehledně a srozumitelně prezentovat, jaké důsledky a závěry plynou z provedených analýz. Výsledky jsou v další části diskutovány v kontextu teoretických východisek a srovnány s existujícími vědeckými poznatky.

Jednotlivé časové řady byly modelovány pomocí trendových funkcí (*Trend Function – TF*), exponenciálního vyrovňování (*Exponential Smoothing – ES*), modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně případných strukturálních změn a lineárních trendových funkcí se strukturálními změnami (*Box-Jenkins - BJ, Structural Changes – SC*)⁶, a neuronových sítí (*Neural Networks – NN*). Pro modelování zlomu v úrovni časové řady byla použita dummy proměnná značená jako z_{rok} , která zachycuje náhlou změnu průměrné hodnoty v daném roce. Změna trendu byla modelována pomocí lokálního trendu a je v práci označena jako t_{rok} , čímž vyjadřuje rok, ve kterém se změna odehrála.

Volba vhodného modelu je výsledkem multikriteriálního rozhodování s ohledem na grafický průběh řad a širokou skupinu interpolačních a extrapolacních kritérií. Vybraný model, který nejlépe zachycoval průběh dané časové řady, spolu s jednotlivými interpolačními a extrapolacními kritérii je uveden v příslušné části práce. Výsledky dosažené zbývajícími metodami jsou součástí příloh. V případě časových řad osevních ploch, sklizně a stavů hospodářských zvířat, je od roku 2002 šetřen pouze zemědělský sektor.

5.1 Strukturální rozměr českého zemědělství

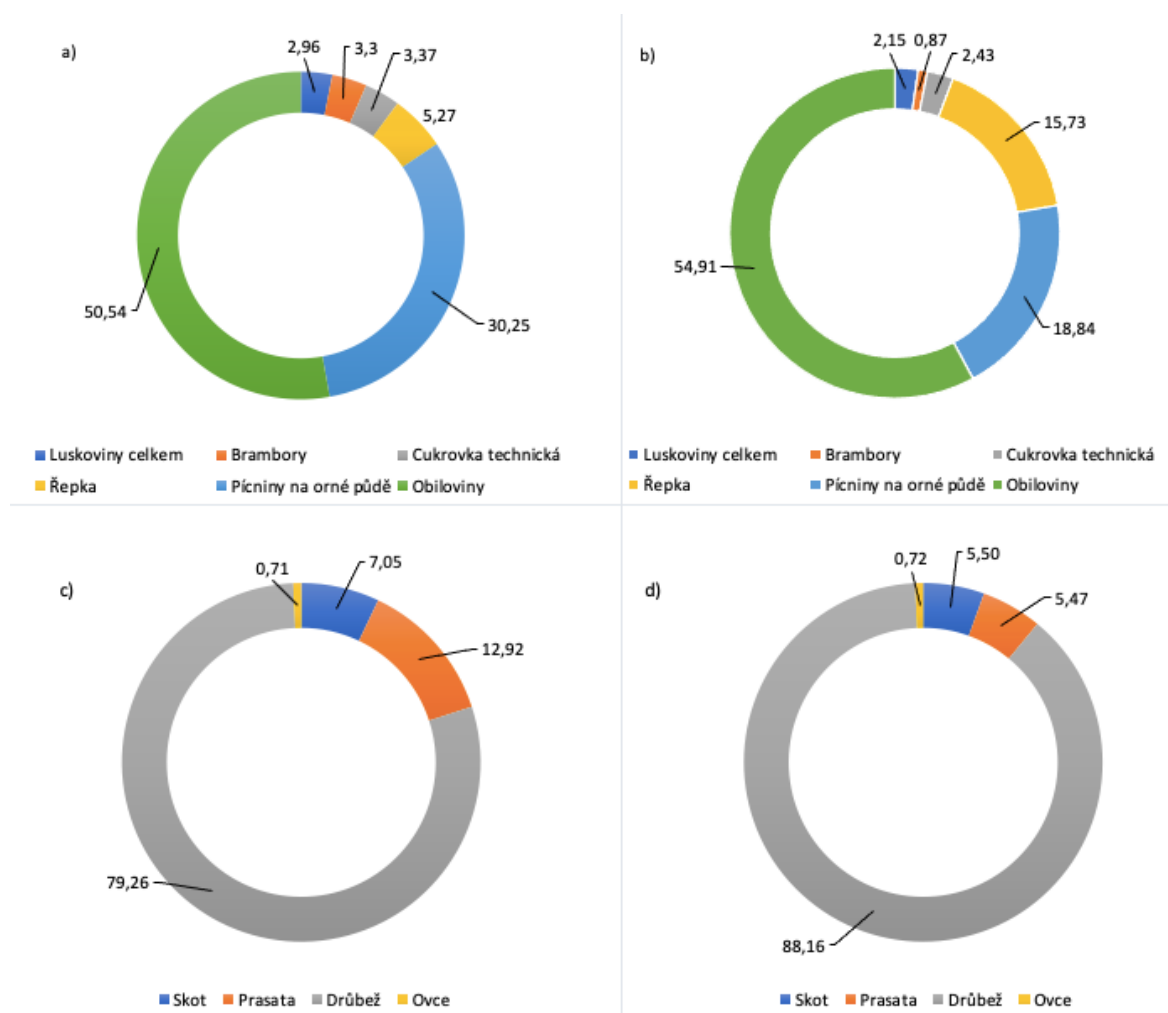
Ve struktuře českého zemědělství dochází k dlouhodobým a významným změnám. Tyto změny jsou výsledkem kombinace ekonomických, environmentálních a politických faktorů, které zásadně ovlivňují podobu a fungování tohoto sektoru. Modernizace technologií, změny v zemědělských politikách, přizpůsobení se evropským a globálním standardům, stejně jako rostoucí důraz na udržitelnost a ekologické postupy, přetvářejí tradiční zemědělské postupy a strukturu. Tyto transformace mají dalekosáhlé důsledky pro konkurenceschopnost českých zemědělců, ochranu životního prostředí a rozvoj

⁶ Do této kategorie byly zařazeny také lineární trendové funkce se zlomy.

venkovských oblastí. Analyzování těchto změn je klíčové pro pochopení aktuálních trendů a výzev, kterým české zemědělství čelí.

Obrázek 5 zachycuje strukturu osevních ploch hlavních zemědělských plodin a stavů hospodářských zvířat. Je zřejmé, že mezi rokem 1993 a 2023 se odehrály výrazné změny. Došlo k nárůstu osevních ploch obilovin a řepky, zatímco klesly plochy píce, brambor, cukrovky technické i luskovin. K výrazným změnám došlo rovněž ve struktuře stavů hospodářských zvířat. Zatímco podíl ovcí se v podstatě nezměnil, došlo ke značnému nárůstu podílu drůbeže na úkor podílu stavů prasat a skotu.

Obrázek 5: Struktura osevních ploch v letech 1993 (a) a 2023 (b) a struktura stavů hospodářských zvířat v letech 1993 (c) a 2023 (d) (%)



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

5.1.1 Struktura osevní ploch

Z uvedené tabulky 11 je zřejmé, že z dlouhodobého hlediska dochází u jednotlivých plodin k výrazným změnám osevních ploch. Z hlediska podílu na celkové osevní ploše vzrostl význam pšenice, kukuřice na zrno a řepky. Zároveň se jedná o jediné plodiny, jejichž plochy ani přes klesající celkovou osevní plochu neklesly pod hodnotu evidovanou v roce 1993 a u nichž docházelo v průběhu sledovaného období k průměrnému meziročnímu růstu o 0,14%, 3,08%, respektive 2,77%. Naopak z hlediska podílu na celkové osevní ploše došlo k významnému poklesu v případě ječmene, brambor a píce na orné půdě. V porovnání s rokem 1993 byly v roce 2023 na nejnižší úrovni plochy brambor (19,96%), lnu (20,33%), žita (36,81%), ječmene (50,31%) a píce na orné půdě (52,04%).

Tabulka 11: Základní charakteristiky osevních ploch jednotlivých plodin v letech 1993–2023

	Průměr (ha)	Průměrný absolutní přírůstek (ha)	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2023/1993	Bázický index 2004/1993	Bázický index 2013/1993	Podíl na celkové osevní ploše 1993 (%)	Podíl na celkové osevní ploše 2023 (%)	Variační koeficient (%)
Pšenice	830 487	1 152,13	1,001	1,044	1,102	1,059	24,63	33,85	6,41
Žito	41 231	-1 410,77	0,967	0,368	0,884	0,560	2,11	1,02	45,09
Ječmen	452 576	-10 570,97	0,977	0,503	0,735	0,547	20,08	13,29	24,52
Oves	53 638	-832,53	0,985	0,632	0,862	0,641	2,14	1,78	20,35
Kukuřice na zrno	73 261	1 468,23	1,031	2,485	2,961	3,774	0,93	3,05	38,03
Luskoviny celkem	40 116	-1 407,83	0,980	0,551	0,302	0,190	2,96	2,15	40,56
Brambory	41 551	-2 799,47	0,948	0,199	0,343	0,221	3,30	0,87	57,95
Cukrovka technická	68 770	-1 614,67	0,980	0,548	0,663	0,582	3,37	2,43	22,38
Řepka	326 374	7 084,03	1,028	2,269	1,550	2,502	5,27	15,73	20,75
Len	4 889	-208,70	0,948	0,203	0,957	0,193	0,25	0,07	77,96
Píce na orné půdě	562 311	-16 886,57	0,975	0,473	0,520	0,454	30,25	18,84	29,83

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

V roce 2022/23 činila celková sklizňová plocha obilnin v České republice 1 386,0 tis. ha, což představuje nárůst o 3,0% oproti předchozímu roku. Největší podíl na této ploše zaujímaly pšenice (61,7 % celkové plochy), ječmen (24,1 %) a kukuřice (5,8 %). Z dlouhodobého hlediska zůstává celková osevní plocha obilnin v ČR relativně stabilní. Velikost osevních ploch ovsa postupně klesala až na nejnižší evidovanou hodnotu 37,5 tis. ha v roce 2016. V tomto roce byla identifikována změna trendu, přičemž do roku 2016 docházelo k průměrnému ročnímu poklesu o 1 234,6 ha a po roce 2016 naopak rostly plochy ovsa v průměru o 592,1 ha. Plochy kukuřice na zrno naopak rostly v průměru o 4 113,8 ha ročně až do roku 2014, v následujícím období pak docházelo k průměrnému ročnímu

poklesu o 3 822,8 ha (viz příloha 4). Pokles ploch mohl být mimo jiné zapříčiněn rozhodnutím zemědělců pěstovat jiné plodiny z důvodu nepříznivých klimatických podmínek v průběhu kvetení v předešlých letech či ukončení regulace významného škůdce této plodiny. Přes tento pokles se pěstování kukuřice na zrno těší v ČR nebývalého rozmachu.

Druhou nejrozšířenější zemědělskou plodinou v ČR jsou olejnin, pěstované především pro vysoký obsah rostlinných olejů a jako plnohodnotné krmivo. Uplatnění nacházejí rovněž v dalších průmyslových odvětvích. V hospodářském roce 2022/23 došlo k mírnému poklesu sklizňových ploch olejnin, dosahujíc 437,1 tis. ha. Dle údajů ČSÚ tvoří tato plocha 17,6% z celkové výměry orné půdy. Tradičně největší podíl na sklizňových plochách olejnin zaujímal řepka (78,7%), následovaná sójou (6,5%), mákem (6,0%), slunečnicí (5,1%), hořčicí (3,0%) a lnem (0,4%). V souladu se Strategií MZe do roku 2030 by se měl podíl výměry olejnin na celkové ploše orné půdy snížit na 400 tis. ha, u řepky by pěstební plocha neměla tvořit více než 80% z celkové plochy olejnin.

Z dlouhodobého hlediska je nepříznivý vývoj pěstebních ploch brambor, jež v průběhu sledovaného období klesaly průměrně o 2 799,5 ha, tj. o 5,23% ročně. Zároveň je zřejmé, že tempo poklesu po vstupu do EU významně zpomalilo. Brambory byly na území ČR vždy tradičně pěstovanou plodinou a ze strany MZe ČR je proto vyvíjena snaha, aby takovou plodinou zůstaly. Pěstitelům brambor je poskytována již zmíněná dobrovolná podpora vázaná na produkci, ale i příspěvky určené na uvádění na trh zemědělských produktů a na investice do zemědělských podniků, např. na výstavbu a rekonstrukci skladů brambor. Z národních zdrojů lze čerpat příspěvky například na výzkumná pracoviště, šlechtitelské stanice nebo ozdravování plodin. Strategie resortu do roku 2030 počítá s rozvojem sektoru brambor, do kterého za tímto účelem směřují i výše zmíněné podpory. Dle této strategie by mělo dojít k nárůstu ploch brambor a zlepšení negativní bilance zahraničního obchodu s bramborami.

Plochy luskovin byly v dávné minulosti několikanásobně vyšší než v současné době. V posledních letech však převládal vůči pěstování luskovin v ČR konzervativní přístup, neboť na rozdíl od obilovin a řepky se nedařilo u luskovin dosahovat vyšších výnosů, dobré kvality produkce a příznivé realizace na trhu. Osevní plochy zrnových luskovin tak dlouhodobě vykazovaly klesající tendenci. Hlavním důvodem je nízká míra rentability pěstování luskovin a nízká konkurenceschopnost v oblasti importu sójových pokrutin z amerického kontinentu, které jsou převážně GMO původu. Luskoviny jsou velmi náročné

na správnou agrotechniku a jsou citlivé k řadě biotických i abiotických stresů. Tato skutečnost je velmi obdobná i v ostatních státech EU. Od roku 2015 tak zohledňuje SZP EU i podporu pěstování proteinových plodin a zrnových luskovin, což se projevilo ve vývoji sklizňových ploch těchto tradičních plodin.

Změna trendu je patrná rovněž v průběhu časové řady osevních ploch řepky, jež do roku 2012 rostly v průměru o 10 376,9 ha ročně a to především v důsledku směrnice Evropského parlamentu a Rady č. 2003/30/ES, která stanovila povinnost přimíchávat biosložky do pohonných hmot, což vedlo k významnému zvýšení poptávky po semenech řepky olejky. Ačkoli po roce 2012 docházelo v průměru k ročnímu poklesu ploch řepky o 983,9 ha, zůstávají plochy řepky nadále vysoké. Členské státy EU mají do roku 2030 povinnost zajistit minimální podíl obnovitelných zdrojů energie (OZE) ve výši 14% v sektoru dopravy. Přestože byla v ČR k 1. červenci 2022 zrušena povinnost přimíchávání biopaliv do pohonných hmot, zůstává tento přístup jedním z nejjednodušších a nejvýhodnějších.

Časovou řadu osevních ploch pícnin nejlépe vystihuje model exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem. Plochy pícnin na orné půdě klesaly až do roku 2009, kdy dosáhly nejnižší hodnoty 396,7 tis. ha. V následujícím období docházelo k opětovnému pozvolnému nárůstu ploch pícnin, rovněž v návaznosti na zavedení tzv. ozelenění.

Tabulka 12: Analýza časových řad osevních ploch a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (ha)	2025 predikce (ha)
Pšenice	Konstantní trend	3,98	1,61	3,80	830 487	830 487
Žito	Damped trend	19,30	11,45	7,16	21 433	19 812
Ječmen	MLP	3,71	1,2	1,66	314 071	310 044
Oves	(0,0,0) t, c, t_{2016}	8,48	16,15	15,75	48 203	48 796
Kukuřice na zrno	(0,1,0) c, t_{2014}	9,31	3,99	15,75	69 880	66 057
Luskoviny	(1,0,0) t, c, t_{2009}	13,20	9,89	13,99	52 555	53 685
Brambory	MLP	9,06	3,76	3,99	22 276	22 284
Cukrovka technická	MLP	4,26	2,64	4,66	61 145	61 741
Řepka	(1,0,0) t, c, t_{2012}	6,85	8,47	7,46	376 159	373 524
Pícniny na orné půdě	Damped trend	4,47	2,06	12,50	451 255	447 458

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Dle vypočtených predikcí v tabulce 12 lze očekávat, že v následujících letech 2024–2025 dojde k mírnému nárůstu osevních ploch pšenice, ovesa, luskovin, technické cukrovky

a brambor, což lze považovat za pozitivní ukazatel v reakci na nastavená opatření. Na druhou stranu lze očekávat další pokles osevních ploch žita, ječmene a kukuřice na zrno. K mírnému poklesu by mělo dojít také v případě osevních ploch řepky a píce.

Ačkoliv byl pro každou časovou řadu na základě vybraných kritérií zvolen nejvhodnější model, v některých případech dosahují zvolená kritéria vyšších hodnot, což naznačuje, že ani tento model nemusí být zcela ideální pro predikci dané řady. To poukazuje na inherentní složitost dat nebo na možné omezení modelu při zachycování všech relevantních vzorců a trendů. Obecně lze za velmi vhodně použitý model považovat ten, jehož hodnoty uvedených kritérií se pohybují do 10%. Model okolo 15-20% lze považovat za dobrý v závislosti na výsledku ostatních kritérií.

Pro modelování a predikce časových řad osevních ploch byly zvoleny výsledné modely ze všech použitých skupin metod. Jak je dále zřejmé z tabulky 13, i předchozí tabulky 12, lze za nejvhodnější modely považovat modely zachycující strukturální změny a modely neuronových sítí.

Tabulka 13: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady osevních ploch

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely	1	4	1	1
○ Konstantní trend	1	1		1
○ Kvadratický trend		2	1	
○ Exponenciální trend		1		
Modely exponenciálního vyrovnávání		2	4	2
○ Simple		1		
○ Holt			2	
○ Damped trend		1	2	2
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	3		2	4
○ Stochastický trend se zlomem + konstanta	1			1
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	2		2	3
Neuronová síť typu MLP	6	4	3	3

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Volba výsledného modelu vždy závisí na volbě hodnotícího kritéria, přičemž z výsledků je patrné, že ideální je kombinovat více kritérií. Například dle kritéria MAPE by

za nejvhodnější byly považovány modely neuronových sítí typu MLP, které však v některých případech dosahovaly vysoké hodnoty Theilova koeficientu nesouladu, což může být známkou přetrénování dané sítě, ale rovněž změnou charakteru datového procesu. Klasické analytické modely, konkrétně trendové funkce, pak v řadě případů nesplňovaly předpoklad nekorelovanosti náhodné složky. Podrobné výsledky jednotlivých metod, včetně výsledků Chowova testu, jsou uvedeny v příloze 1-5.

Pomocí Friedmanova testu bylo dále zkoumáno, zda mezi výsledky jednotlivých metod existují statisticky významné rozdíly na základě kritérií MAPE, relativní chyby prognózy, Theilova koeficientu nesouladu pro přímé použití a jejich váženého průměru. V případě zjištění statisticky významného rozdílu bylo následně pomocí Dunnova testu identifikováno, mezi kterými konkrétními metodami tyto rozdíly existují.

Tabulka 14: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady osevních ploch

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	14,733 0,002	H ₁	TF x NN TF x BJ+SC	0,006 0,011
Relativní chyba prognózy	5,667 0,129	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	6,303 0,098	H ₁ ⁷	-	-
Vážený průměr	2,867 0,413	H ₀ nelze zamítnout	-	-

TF = Trend Function, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Networks. $\alpha = 0,05$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Dle výsledků uvedených v tabulce 14 je zřejmé, že existuje statisticky významný rozdíl v hodnotách MAPE a to mezi neuronovými sítěmi (NN) a trendovými funkcemi (TF) a dále mezi modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie se zlomy včetně lineárních modelů se zlomy (BJ + SC) a trendovými funkcemi. Na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ byl zjištěn rovněž statisticky významný rozdíl ve výsledcích Theilova koeficientu nesouladu. Dunnovým testem byl prokázán tento rozdíl mezi metodou exponenciálního vyrovnávání (ES) a trendovými funkcemi a dále mezi ARIMA modely včetně lineárních modelů se zlomy a trendovými funkcemi. Po Bonferroniho korekci však tyto rozdíly nebyly potvrzeny. V případě relativní chyby prognózy a váženého průměru kritérií nebyl mezi výsledky

⁷ Na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ zamítáme H₀.

použitých metod prokázán statisticky významný rozdíl. Výsledky získané výpočtem trendových funkcí lze v případě časových řad osevních ploch považovat v porovnání s ostatními použitými metodami za méně vhodné a to i vzhledem k častému porušení předpokladu nekorelovanosti reziduí.

5.1.2 Struktura stavů hospodářských zvířat

Během sledovaného období je patrný celkový pokles stavů hospodářských zvířat, přičemž jedinou výjimkou jsou stavy koní, jejichž počty v průběhu sledovaného období mírně rostly. Nejvýraznější úbytek lze pozorovat u prasat a skotu, jejichž stavy klesaly nejrychlejším tempem. Naopak u drůbeže je pokles pozvolnější, což vede k tomu, že podíl drůbeže na celkovém počtu hospodářských zvířat vykazuje rostoucí tendenci. Tento trend naznačuje změnu v zemědělské produkci a preferencích v chovu hospodářských zvířat.

Tabulka 15: Základní charakteristiky stavů hospodářských zvířat v letech 1993 - 2022

	Chronologický průměr (ks)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázičný index 2022/1993	Bázičný index 2013/1993	Bázičný index 2004/1993	Podíl na celkových stavech 1993 (%)	Podíl na celkových stavech 2022 (%)
Skot	1 535 762	-37 603	0,9806	0,5658	0,5386	0,5687	7,05	5,45
z toho krávy	613 294	-11 883	0,9842	0,6304	0,5919	0,6144	2,62	2,25
prasata	2 636 103	-109 172	0,9606	0,3116	0,3450	0,6799	12,92	5,49
z toho prasnice	196 049	-8 400	0,9532	0,2490	0,3156	0,7734	0,91	0,31
ovce	168 378	-2 762	0,9870	0,6850	0,8672	0,4556	0,71	0,67
koně	27 057	631	1,0237	1,9736	1,8242	1,0840	0,05	0,14
drůbež	25 450 846	-179 082	0,9930	0,8160	0,8244	0,9034	79,26	88,25
z toho slepice	8 321 430	-198 628	0,9808	0,5697	0,5411	0,4777	37,59	29,22

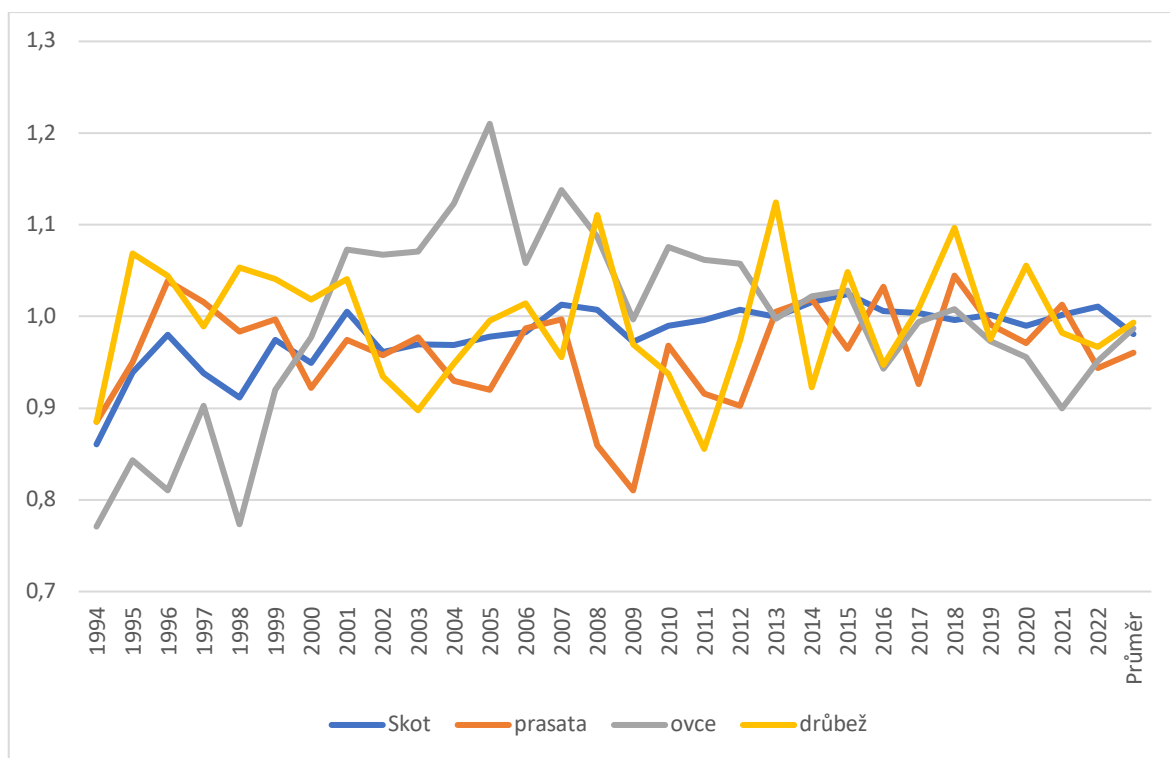
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Zejména nepříznivý je vývoj stavů prasat, jejichž počty klesaly průměrně o 109 172 kusů ročně, tj. o 3,94%, což vede k dlouhodobé nesoběstačnosti ČR v jejich produkci. V reakci na tuto situaci byla v rámci resortní strategie s výhledem do roku 2030 stanovena cílová soběstačnost na úrovni 80%. Pro dosažení tohoto cíle byla zavedena řada opatření, jež mají za cíl podpořit zvýšení produkce prasat v zemi.

Graf 3 zobrazuje vývoj koeficientů růstu stavů hospodářských zvířat v letech 1994–2022. U stavů skotu lze nejprve pozorovat postupný meziroční pokles, zatímco ve druhé polovině sledovaného období došlo k větší stabilitě až k mírnému meziročnímu nárůstu. Naopak, u ovcí, drůbeže a prasat byla zaznamenána vyšší variabilita meziročních změn.

Stavy drůbeže se během sledovaného období střídavě zvyšovaly a klesaly, přičemž průměrně docházelo k poklesu o 0,7% ročně. U prasat byl s výjimkou několika let zaznamenáván trvalý meziroční pokles a jejich podíl na celkových stavech hospodářských zvířat se v průběhu období snížil o více než polovinu z 12,92% v roce 1993 na 5,4% v roce 2022.

Graf 3: Vývoj časových řad koeficientů růstu stavů hospodářských zvířat v letech 1994 – 2022



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Již v roce 2013 byly stavy prasat na úrovni 34,5% výchozího roku 1993, přičemž do roku 2022 došlo k poklesu až na 31,16% roku 1993. Je tedy zřejmé, že nejvyšší úbytek stavů prasat byl v první části sledovaného období, což potvrzuje i tabulka 16 a podrobněji příloha 9, dle kterých Chowův test prokázal změnu trendu v roce 2012. Dle sestaveného modelu docházelo do roku 2012 k průměrnému poklesu o 154 024 ks prasat ročně. Ve zbylé části analyzovaného období se průměrný roční úbytek snížil na 40 685 ks. Dle vypočtených předpovědí lze v následujících letech očekávat další pokles stavů prasat. Ačkoli se podařilo snížit tempo úbytku, nepodařilo se jej zastavit, natož stavy prasat navýšit. V roce 2022 dosahovaly stavy prasat 1,4 mil. ks a úroveň soběstačnosti v produkci vepřového masa byla dle předběžných výpočtů 48,2%, což je v porovnání s předchozím rokem mírný pokles. Dosažení vytyčených cílů, tedy navýšení stavů prasat na 2,1 mil. ks a zajištění 70% míry krytí spotřeby vepřového masa do roku 2025, respektive navýšení stavů prasat na 2,4 mil. ks a dosažení 80% míry krytí spotřeby vepřového masa do roku 2030, se zdá být spíše

nereálné. Úroveň soběstačnosti vepřového masa je dále probírána v kapitole živočišné produkce. Dlouhodobý pokles stavů prasat, který se výrazně prohloubil v období 2007–2011, přetrvával i v roce 2012. ČR se v rámci EU-27 zařadila mezi země s nejvyšší úrovní poklesu stavů prasat, včetně prasnic. Tento negativní vývoj je především důsledkem dlouhodobě nízké rentability chovu prasat a slabé konkurenceschopnosti masného zpracovatelského průmyslu, který čelí narůstající konkurenci zahraničních dodavatelů a stále většímu objemu dovážených surovin. V roce 2013 došlo po několika letech k oživení odvětví vepřového masa, což se projevilo mírným růstem stavů prasat a prasnic, nárůstem celkové výroby vepřového masa, zpomalením dovozů a zvýšením vývozu. Podobně jako v celé EU-27 se i v ČR zvýšily CZV jatečných prasat a vepřového masa. Tento pozitivní trend však byl doprovázen poklesem spotřeby vepřového masa. V roce 2013 měli chovatelé prasat, podobně jako v předchozích letech, možnost využít různé formy podpory z národních zdrojů, včetně prostředků na udržování a zlepšování genetického fondu, kontrolu užitkovosti, speciální poradenství a podporu z nákazového fondu. Kromě toho byla již třetím rokem v rámci Nákazového fondu vyplacena podpora na ozdravování chovů, přičemž v roce 2013 činila celková vyplacená částka 360,5 mil. Kč.

Tabulka 16: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat a jejich očekávaný vývoj v letech 2023–2024

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce (ks)	2024 predikce (ks)
Skot	(1,0,0) t, c, t_{2004}	1,96	0,85	0,69	1 421 553	1 422 853
Krávy	(1,0,0) t, c, t_{2002}	1,75	0,66	0,61	586 065	585 153
Prasata	(1,0,0) t, c, t_{2012}	3,84	2,31	3,82	1 385 926	1 340 868
Prasnice	MLP	5,95	10,18	5,39	90 974	91 985
Ovce	(1,0,0) t, c, t_{1999} , t_{2016}	4,99	1,61	8,46	167 263	159 610
Koně	MLP	5,23	7,28	7,26	34 962	35 011
Drůbež	(1,0,0) t, c	4,75	0,37	7,32	22 497 343	22 065 456
Slepice	(1,0,0) t, c, t_{2002} , z_{2002}	5,30	3,55	12,52	7 637 472	7 681 424

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

V případě skotu, krav a slepic byla změna trendu identifikována v období vstupu ČR do EU. Jedná se o výraznou událost, jež měla vliv na většinu zemědělských komodit. Stavby skotu ubývaly do roku 2004 v průměru o 100 444 ks ročně. Po změně trendu v roce 2004 naopak docházelo k mírnému průměrnému nárůstu o 3 045 ks ročně. Od období našeho vstupu do EU jsou stavy skotu, potažmo krav, relativně na stabilní úrovni, což lze dle predikcí očekávat i v dalších letech.

Ke změně trendu a rovněž výraznému zlomu došlo v roce 2002 u stavů slepic, což bylo způsobeno jednak poklesem stavů, ale především změnou metodiky, kdy od roku 2002 je započítán pouze zemědělský sektor bez „hobby aktivit“ obyvatelstva. Klesající trend stavů slepic vystřídal po roce 2002 trend rostoucí, jež by měl pokračovat i v následujícím období. Naopak v celkových počtech drůbeže lze očekávat pokles.

Tabulka 17: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady stavů hospodářských zvířat

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely		1		
○ Exponenciální trend		1		
Modely exponenciálního vyrovňování			2	
○ Brown			1	
○ Holt			1	
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	2	5	3	6
○ Stochastický trend se zlomem	1	1		
○ Deterministický trend		1		1
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	1	3	3	5
Neuronová síť typu MLP	6	2	3	2

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Počet vhodných modelů dle jednotlivých kritérií a celkový počet zvolených výsledných modelů dle jednotlivých metod uvádí tabulka 17. Pro modelování a predikci časových řad stavů hospodářských zvířat se jako nejvhodnější ukázaly modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie zahrnující strukturální změny. Ve dvou případech se jako nejvhodnější ukázalo použití modelů typu MLP. Tyto modely se zároveň jeví jako nejlepší dle kritéria MAPE, které bylo nejnižší v šesti případech z osmi.

Tabulka 18: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady stavů hospodářských zvířat

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	19,050 0,0002	H ₁	TF x NN TF x BJ+SC	0,000 0,006
Relativní chyba prognózy	9,150 0,027	H ₁	TF x BJ+SC	0,022
Theilův koeficient nesouladu T_H	6,600 0,086*	H ₁ ⁸	-	-
Vážený průměr	17,250 0,0006	H ₁	TF x BJ+SC TF x ES TF x NN	0,000 0,040 0,071*

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Networks. $\alpha = 0,05$, $^*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

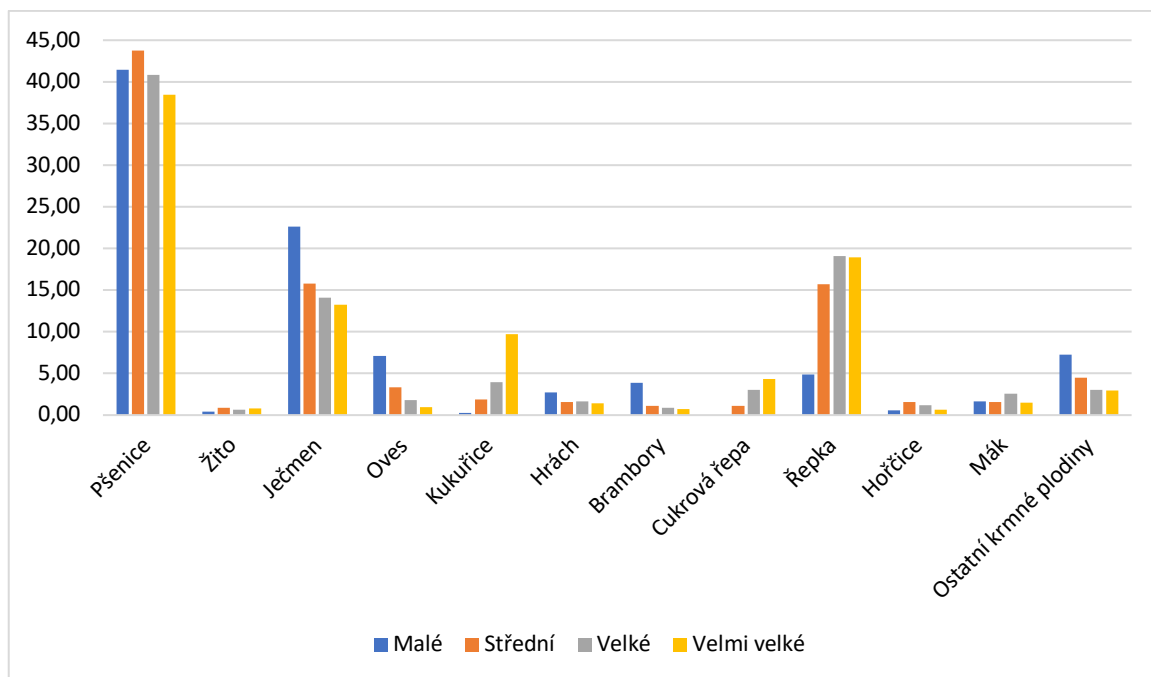
Přestože z tabulky 17 vychází nejlépe modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie se zlomy, z podrobných výsledků uvedených v přílohách 6-10 je patrné, že výsledky získané pomocí modelů exponenciálního vyrovnávání a neuronových sítí poskytují také velmi dobré výsledky. To potvrzují rovněž výsledky Friedmanova testu a Dunnova post hoc testu v tabulce 18, dle kterých jsou statisticky významné rozdíly patrné právě mezi výsledky trendových funkcí a výsledky získanými ostatními metodami. Statisticky významné rozdíly mezi výsledky jednotlivých metod byly prokázány jak v rámci jednotlivých kritérií, tak v jejich váženém průměru. V případě Theilova koeficientu nesouladu však po Bonferroniho korekci nebyl prokázán statisticky významný rozdíl mezi žádnými z metod.

⁸ Na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ zamítáme H₀.

5.1.3 Vliv velikosti zemědělského podniku na strukturu rostlinné produkce

Velikost zemědělských podniků je ovlivňována řadou faktorů. Součástí této části práce je na základě údajů z databáze FADN CZ v období 2014-2021 (viz kapitola 3.1.2) zhodnotit, zda existuje vztah mezi velikostí zemědělského podniku a strukturou rostlinné. Následující graf 4 uvádí průměrnou strukturu sklizňových ploch na ornou půdu pro jednotlivé velikostní skupiny podniků, mezi kterými je patrný značný rozdíl. Největší rozdíly jsou zaznamenány u ječmene, kukuřice, brambor, řepky olejky a ostatních krmných plodin. Naopak obdobný je průměrný procentní podíl pšenice, žita, hrachu, hořčice a máku. Rozdíly ve struktuře sklizňových ploch jsou patrné rovněž mezi jednotlivými sledovanými roky. V případě malých podniků došlo v roce 2019 oproti roku 2014 k poklesu podílu ječmene, ovesa, řepky a ostatních krmných plodin. Naopak vzrostl podíl pšenice a hořčice. Struktura sklizňových ploch u velmi velkých podniků je v čase mnohem více vyrovnaná. K mírnému poklesu došlo u ječmene, kukuřice, brambor a hořčice. Nárůst byl zaznamenán u máku, ostatních krmných plodin a hrachu. V celkové struktuře rostlinné produkce došlo v roce 2019 v porovnání s rokem 2014 k mírnému nárůstu podílu pšenice, máku, hrachu a ostatních krmných plodin. Snížil se podíl ječmene, brambor a kukuřice.

Graf 4: Průměrná struktura sklizňových ploch na ornou půdu zemědělských podniků polní výroby v letech 2014 – 2021 (%)

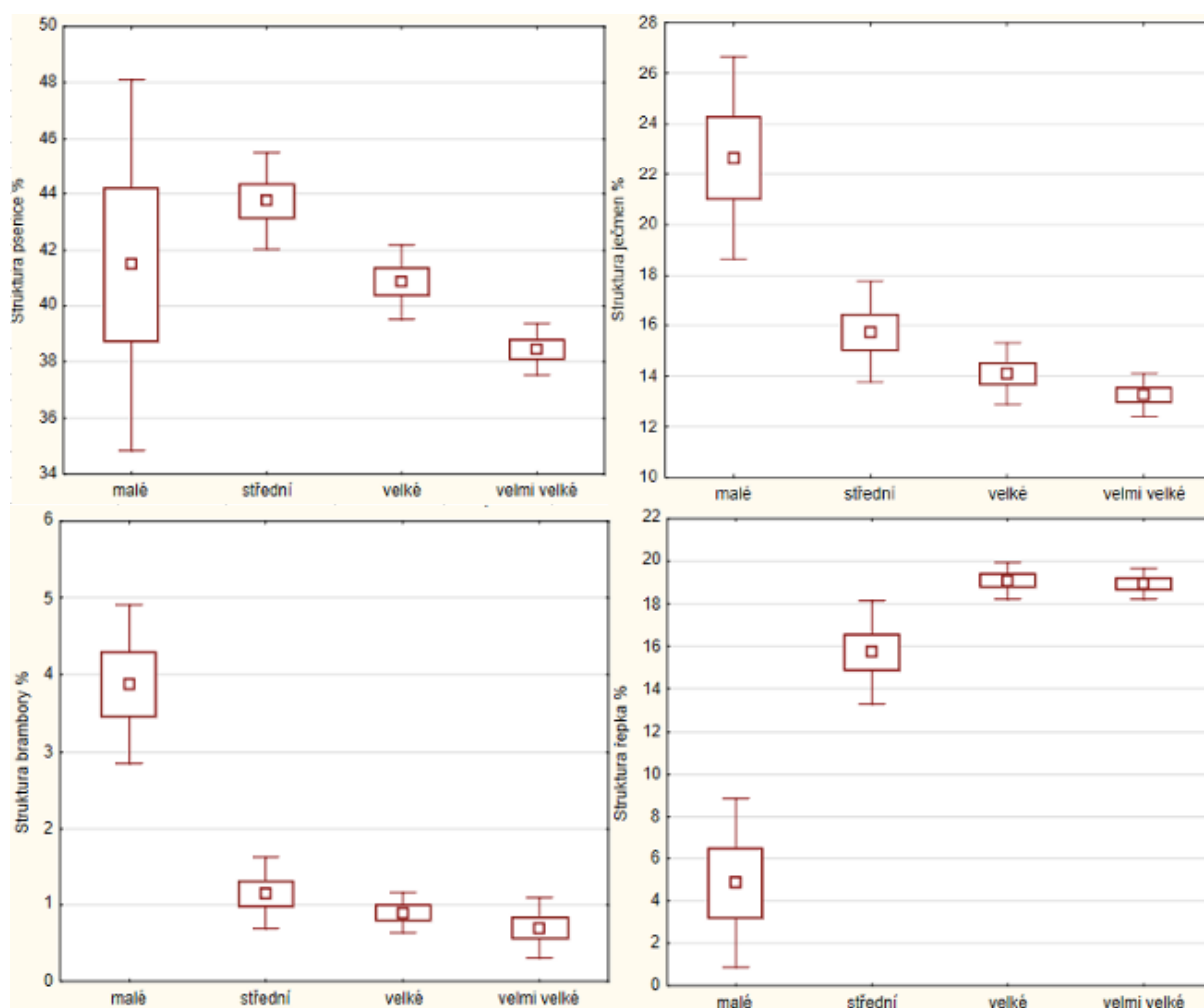


Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2023)

Odlišná struktura mezi různě velkými podniky je zřejmá také z obrázku 6, který zahrnuje krabicové grafy procentních podílů pšenice, ječmene, brambor a řepky ve struktuře

jednotlivých velikostních skupin podniků. Průměrný podíl pšenice je mezi podniky relativně vyrovnaný. Nejvyšší variabilita je v průběhu času patrná u malých podniků, nejnižší variabilita naopak u největších podniků. V případě ječmene, brambor a řepky se svými podíly vymykají malé podniky, které jsou v průběhu času také nejvíce variabilní. Podíl těchto plodin ve struktuře velkých a velmi velkých podniků je podobný a relativně stabilní oproti malým podnikům. Zatímco podíl řepky je u malých podniků nejnižší a dosahuje v průměru 4,84%, tak u velkých a velmi velkých podniků tento průměrný podíl roste až na 19,09%, resp. 18,94%. Naopak ječmen a brambory dosahují nejvyšších hodnot u malých podniků a to 22,65% a 3,88%. V porovnání u velmi velkých podniků činí průměrný podíl ječmene 14,20% a průměrný podíl brambor 0,87%.

Obrázek 6: Kategorizovaný krabicový graf procentního podílu v letech 2014 – 2021 a) pšenice b) ječmen, c) brambory d) řepka



Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2023)

Z hodnot Shapirova-Wilkova testu je patrné, že v řadě skupin byl porušen předpoklad normality. Počet pokusů v jednotlivých skupinách je také poměrně malý na to,

aby mohlo být počítáno s výsledky centrální limitní věty. Výsledky Leveneova testu vykazují hodnoty indikující v jednotlivých skupinách významně odlišný rozptyl. S výjimkou kukuřice nebyl předpoklad homogenity rozptylů splněn. Výsledky Shapirova–Wilkova testu a Leveneova testu jsou uvedeny v příloze 11. Při nesprávném použití parametrického testu existuje nebezpečí, že získané závěry budou pro danou experimentální situaci nevhodné (Grofik a kol., 1987). Místo parametrické ANOVA byl použit neparametrický Kruskalův–Wallisův test.

Tabulka 19: Výsledky Kruskalova – Wallisova testu a post-hoc testu mnohonásobného srovnávání pro závislost podílu pěstování dané plodiny na velikosti zemědělského podniku

Plodina	K-W test	P-hodnota	Výsledek testování	Post-hoc test	P-hodnota
Pšenice	13,6532	0,0034	H ₁	M x VL	0,0013
Žito	9,0303	0,0289	H ₁	S x VL	0,0769
Ječmen	18,9193	0,0003	H ₁	S x L S x VL	0,0085 0,0002
Oves	25,2796	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0128 0,0000 0,0030
Kukuřice	26,3801	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0137 0,0001 0,0026
Hrách	0,6806	0,8777	H ₀ nelze zamítnout		-
Brambory	16,2871	0,0010	H ₁	S x L S x VL	0,0096 0,0007
Cukrová řepa	26,4024	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0061 0,0000 0,0029
Řepka olejka	21,0419	0,0001	H ₁	S x L S x VL	0,0004 0,0010
Hořčice	14,5848	0,0022	H ₁	M x S M x VL	0,0194 0,0180
Mák	9,1038	0,0279	H ₁	L x VL	0,0496
Ostatní krmné plodiny	13,8141	0,0032	H ₁	S x L S x VL	0,0128 0,0089

S = small, M = medium, L = large, VL = very large.

Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2023)

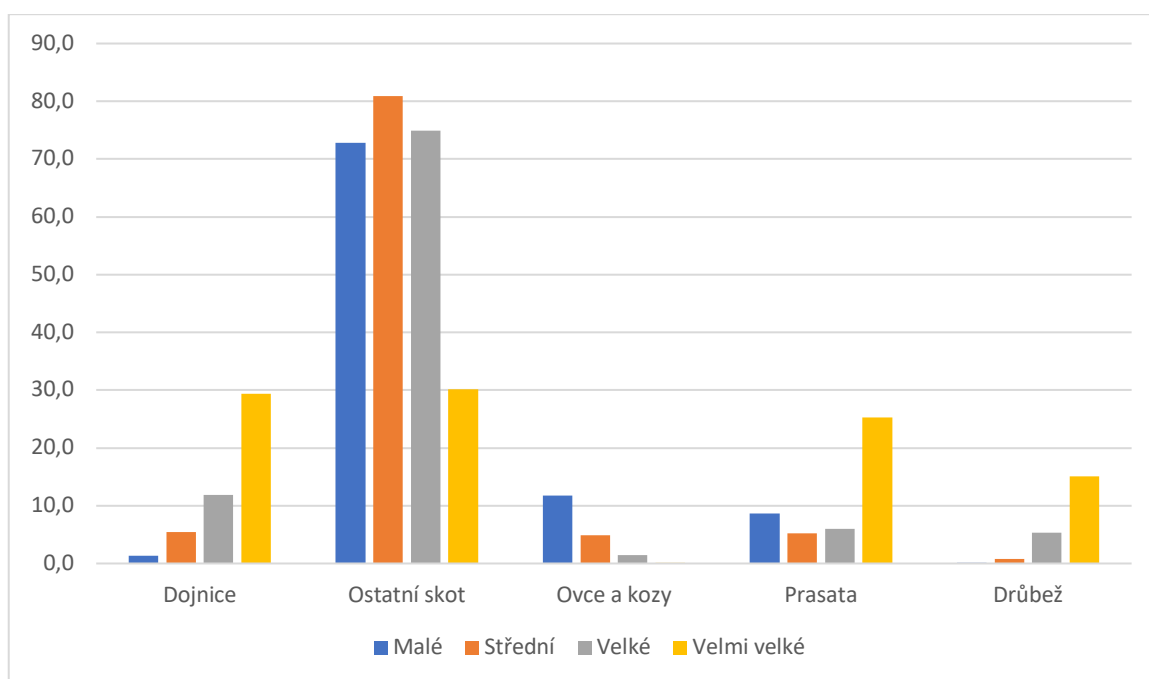
Pokud je $p\text{-hodnota} < 0,05$, pak je H_0 zamítnuta na zvolené hladině významnosti a podíl pěstování dané plodiny závisí na velikosti podniku. Dále pokud je $p\text{-hodnota} < 0,05$, pak existuje statisticky významný rozdíl právě mezi uvedenými velikostními skupinami podniků. Dle výsledků Kruskalova–Wallisova testu je zřejmé, že téměř u všech plodin byla H_0 zamítnuta a tedy podíl pěstované plodiny závisí na velikosti podniku. Jedinou plodinou u níž nebyla prokázána závislost mezi podílem pěstování a velikostí podniku je hrách. V případě žita a máku byla H_0 zamítnuta na hladině významnosti 0,05. U ostatních plodin lze H_0 zamítnout i na hladině významnosti 0,01. Velikost podniků tedy ovlivňuje podíl pěstovaných plodin, potažmo strukturu rostlinné produkce a je tedy zřejmé, že zemědělská politika by se v rámci řešení velikosti zemědělských podniků a soběstačnosti měla na tuto skutečnost zaměřit.

Metodou mnohonásobného porovnávání byl zjištěn statisticky významný rozdíl převážně mezi podniky malé velikosti a podniky velké a velmi velké velikosti. Nejvýznamnější rozdíly jsou zaznamenány mezi nejmenšími a největšími podniky především u ječmene, ovsa, kukuřice, brambor, cukrové řepy a řepky. Nejnižšího významu nabývá rozdíl mezi malými a velmi velkými podniky v pěstování žita. Významný rozdíl je i v případě středních a velmi velkých podniků u pšenice, ovsa, kukuřice, cukrové řepy a hořčice. Naopak jediné rozdíly mezi blízkými kategoriemi jsou mezi malými a středními podniky pěstujícími hořčici a mezi velkými a velmi velkými podniky pěstujícími mák, tedy plodiny, které dosahují v rámci celkové struktury nižších podílů.

5.1.4 Vliv velikosti zemědělského podniku na strukturu živočišné produkce

V této části práce je hodnocena struktura živočišné produkce dle dobytčích jednotek v závislosti na velikosti zemědělských podniků VZ produkce mléka, chov skotu, chov prasat a drůbeže a smíšená výroba. Na základě dat z databáze FADN CZ za období 2014-2022 (viz kapitola 3.1.2) je dále ověřováno, zda velikost podniku ovlivňuje strukturu živočišné produkce, případně mezi kterými velikostními skupinami je statisticky významný rozdíl. Vzhledem k nesplnění předpokladu normality rozdělení či homogenity rozptylů, jejichž výsledky jsou předmětem přílohy 12, byl k ověření hypotéz použit Kruskalův–Wallisův test.

Graf 5: Průměrná struktura dobytčích jednotek zemědělských podniků vybraných výrobních zaměření dle velikosti v letech 2014 – 2022 (%)



Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2024)

Graf 5 uvádí průměrnou strukturu dobytčích jednotek zemědělských podniků vybraných VZ v letech 2014–2022 dle jednotlivých velikostních kategorií podniku. Z grafu je zřejmé, že podíl dobytčích jednotek se v jednotlivých velikostních skupinách mění. Zatímco v malých, středních a velkých podnicích převažuje ostatní skot, velmi velké podniky dosahují vyrovnanějších podílů ve všech kategoriích. V kategorii ovcí a koz dosahují malé podniky nejvyššího podílu, naopak v kategorii drůbež je podíl malých podniků nejnižší. Zároveň je zřejmé, že velmi velké podniky mají v porovnání s ostatními velikostními skupinami výrazně vyšší podíl dojnic, prasat a drůbeže. Vzhledem k nízké úrovni soběstačnosti v produkci prasat je nezbytné podporovat jejich produkci ve všech

velikostních skupinách, aby podporou malých podniků nedošlo k dalšímu poklesu produkce prasat.

Tabulka 20: Výsledky Kruskalova–Wallisova testu a post-hoc testu mnohonásobného srovnávání pro závislost podílu dobytčích jednotek na velikosti zemědělského podniku

Komodita	K-W test	P-hodnota	Výsledek testování	Post-hoc test	P-hodnota
Dojnice	32,3694	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0023 0,0000 0,0013
Ostatní skot	27,2162	0,0000	H ₁	M x VL L x VL	0,0000 0,0097
Ovce a kozy	32,9056	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0017 0,0000 0,0017
Prasata	29,0613	0,0000	H ₁	S x M M x VL L x VL	0,0146 0,0000 0,0007
Drůbež	31,9334	0,0000	H ₁	S x L S x VL M x VL	0,0025 0,0000 0,0012

S = small, M = medium, L = large, VL = very large.

Zdroj: FADN CZ, vlastní zpracování (2024)

Z uvedených výsledků Kruskalova–Wallisova testu v tabulce 20 je zřejmé, že struktura živočišné produkce se rovněž mění v závislosti na velikosti zemědělského podniku. V případě všech testovaných kategorií zvířat byla na hladině významnosti 0,01 zamítnuta H₀ a lze tedy konstatovat, že podíl dojnic, ostatního skotu, ovcí a koz, prasat i drůbeže závisí na velikosti podniku. V případě dojnic, drůbeže, ovcí a koz je statisticky významný rozdíl mezi malými a velkými, malými a velmi velkými a mezi středními a velmi velkými podniky. V podílu ostatního skotu je statisticky významný rozdíl mezi středními a velmi velkými podniky a mezi velkými a velmi velkými podniky. Podíl prasat se statisticky významně liší mezi malými a středními podniky, mezi středními a velmi velkými podniky a mezi velkými a velmi velkými podniky.

5.2 Produkční rozměr českého zemědělství

Spolu se změnami struktury a poklesem osevních ploch a stavů hospodářských zvířat dochází rovněž ke změnám v produkčním rozměru českého zemědělství. Následující část práce se věnuje analýze časových řad zemědělské produkce a historickému srovnání rostlinné a živočišné produkce ve stálých cenách roku 1989 dle Souhrnného zemědělského účtu (SZÚ). Obrázek 7 srovnává strukturu rostlinné a živočišné produkce v letech 1993 a 2021. V rámci rostlinné produkce vzrostl podíl obilovin, technických plodin a okrasných květin a dřevin. Naopak výrazně nižší podíl zaujímají brambory, píče, ovoce a zelenina. V případě živočišné produkce klesl podíl dobytka a drůbeže ve prospěch rostoucího podílu mléka. Podíl produkce vajec a ostatní živočišné produkce se výrazně nezměnil.

Obrázek 7: Historické srovnání rostlinné produkce v letech 1993 (a) a 2021 (b) a živočišné produkce v letech 1993 (c) a 2021 (d) dle SZÚ ve stálých cenách roku 1989 (%)



Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

V průběhu sledovaného období docházelo k pozvolnému poklesu zemědělské produkce v průměru o 0,23% ročně. Zatímco rostlinná produkce narůstala v průměru o 0,47% ročně, živočišná produkce se ročně snižovala v průměru o 0,92% (viz tabulka 21).

Rozdílný vývoj vedl ke změně struktury zemědělské produkce, kdy se podíl rostlinné výroby na celkové produkci postupně zvyšoval, zatímco podíl živočišné výroby naopak klesal. Jedná se o trendy, které reflektují širší posun v zemědělských postupech a tržních podmínkách, kde rostlinná produkce získává na významu na úkor produkce živočišné. Jedním z hlavních důvodů je rostoucí poptávka po rostlinných produktech jak pro potravinářské účely, tak pro průmyslové využití, včetně výroby biopaliv. Dalším faktorem je ekonomická rentabilita, kdy pěstování rostlinných plodin, jako jsou obiloviny a olejnin, často přináší stabilnější výnosy a nižší riziko v porovnání s chovem hospodářských zvířat.

Živočišná výroba je náročná na zdroje, ať už jde o krmivo, vodu, nebo pracovní sílu, což v kombinaci s rostoucími náklady a konkurencí z dovozu přispívá k jejímu postupnému poklesu. Navíc zemědělská politika a dotační mechanismy na úrovni EU i na národní úrovni často upřednostňují podporu rostlinné výroby, což dále motivuje zemědělce k rozšiřování osevních ploch a investicím do rostlinné produkce. Tyto změny odrážejí i širší environmentální cíle a snahu o udržitelnost, kdy se klade větší důraz na snižování emisí skleníkových plynů, což rovněž favorizuje rostlinnou výrobu před živočišnou. V neposlední řadě se mění také stravovací návyky populace, s rostoucím zájmem o rostlinné alternativy a snižováním konzumace živočišných produktů.

Tabulka 21: Základní charakteristiky zemědělské produkce v letech 1993–2021

	Průměr (tis. Kč)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2021/1993	Bázický index 2013/1993	Bázický index 2004/1993	Podíl na celkové produkci (1993)	Podíl na celkové produkci 2021 (%)
Produkce celkem	75 312 582	-186 184,70	0,9977	0,9372	0,8757	0,9302	x	x
Rostlinná produkce	37 136 450	186 288,41	1,0047	1,1395	1,0260	1,0399	45,01	54,73
Živočišná produkce	38 176 132	-372 473,10	0,9908	0,7716	0,8404	0,7527	54,99	45,27

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

5.2.1 Rostlinná produkce

Rostlinná produkce je klíčovou složkou zemědělství, zahrnující pěstování řady plodin pro potravinářské, průmyslové i krmivářské účely. Význam rostlinné produkce se v průběhu let mění a přizpůsobuje potřebám společnosti, technologickému pokroku i environmentálním výzvám. Její vývoj reaguje jak na změny na evropském a světovém trhu, tak na měnící se stravovací návyky obyvatel s rostoucím zájmem o zdravou výživu, ekologické zemědělství i alternativní zdroje bílkovin. V současné době je kladen důraz na udržitelné zemědělské postupy, které zajišťují efektivní využití přírodních zdrojů, ochranu biodiverzity a snížení negativních dopadů na životní prostředí. V optimalizaci výnosů a kvalitě plodin hrají stále větší úlohu moderní technologie, jako je precizní zemědělství, genetické šlechtění a biotechnologie. Vzhledem k potřebě zajistit dostatek potravin pro rostoucí světovou populaci a současně přispět k udržitelnosti a ochraně životního prostředí lze očekávat, že význam rostlinné produkce bude narůstat i nadále.

Tabulka 22: Základní charakteristiky rostlinné produkce dle SZÚ v letech 1993–2021

	Průměr (tis. Kč)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2021/1993	Bázický index 2013/1993	Bázický index 2004/1993
Produkce celkem	75 312 582	-186 184,70	0,9977	0,9372	0,8757	0,9302
Rostlinná produkce	37 136 450	186 288,41	1,0047	1,1395	1,0260	1,0399
Obiloviny celkem	15 367 172	134 922,51	1,0088	1,2786	1,1588	1,3545
○ Pšenice	8 554 820	118 332,41	1,0146	1,5014	1,4226	1,5261
○ Žito	468 880	-12 486,97	0,9752	0,4943	0,6884	1,2237
○ Ječmen	4 126 849	-50 214,83	0,9885	0,7232	0,6589	0,9636
○ Oves	433 126	-6 044,41	0,9894	0,7420	0,5301	0,8650
○ Kukuřice na zrna	1 474 037	77 163,78	1,0679	6,2915	4,3006	3,5126
Luštěniny	448 427	-20 003,75	0,9753	0,4963	0,1653	0,3822
Sláma	617 816	-2 724,87	0,9961	0,8962	0,8050	0,9530
Brambory	1 920 715	-101 812,46	0,9621	0,3390	0,2700	0,4146
Cukrovka	1 690 425	-2 764,41	0,9986	0,9618	0,8687	0,8305
Olejniny	5 349 169	142 809,96	1,0396	2,9675	3,4951	2,8083
○ Řepka	4 102 703	99 467,30	1,0363	2,7170	3,8258	2,4777
Píce	4 650 490	-50 320,49	0,9912	0,7799	0,7077	0,6525
Ovoce	1 473 561	-22 143,47	0,9860	0,6732	0,6565	0,9183
Zelenina	1 189 979	-28 256,15	0,9808	0,5818	0,4181	0,5623
Vinné hrozny	561 446	11 094,77	1,0204	1,7580	1,4586	1,3613
Chmel	673 568	-4 097,39	0,9954	0,8786	0,5638	0,6676
Okrasné květiny a dřeviny	2 273 286	132 490,51	1,0568	4,6916	3,4394	1,0449

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Přestože celková produkce vykazovala v průběhu sledovaného období klesající tendenci, rostlinná produkce se každoročně zvyšovala v průměru o 186 288 tis. Kč ročně a v roce 2021 byla její úroveň vyšší o 13,95% než v roce 1993. Nejvyšší průměrné roční tempo růstu bylo evidováno u produkce kukuřice na zrno (6,79%), olejnin (3,96%), především vzhledem k průměrnému nárůstu produkce řepky (3,63%), vinných hroznů (2,04%) a pšenice (1,06%). Velký rozmach zaznamenala rovněž produkce okrasných květin a dřevin, jež se každoročně zvyšovala v průměru o 5,68% a v roce 2021 několikanásobně převyšovala úroveň produkce v roce 1993. V rámci produkce zbývajících plodin docházelo k průměrnému ročnímu poklesu do 3% ročně. Pouze produkce brambor se snižovala rychlejším tempem, v průměru o 3,79%. Již v roce 2004 dosahovala produkce brambor úrovně pouze 41,46% výchozího roku 1993 a do roku 2013 klesla až na úroveň 27,0%. Mezi roky 2013-2021 došlo k mírné revitalizaci a stabilizaci sektoru brambor, jejichž produkce však i v roce 2021 zůstává dalece pod úrovní roku 1993.

Z hlediska budoucího vývoje lze v následujících letech očekávat pokračující mírný pokles zemědělské produkce. Mírně klesat by měla rovněž produkce pšenice a ovsa. Pokračovat bude také nepříznivý pokles produkce brambor, ovoce a zeleniny. Zatímco produkce kukuřice na zrno, luštěnin, píce a okrasných květin a dřevin by měla nadále růst. Produkce žita, ječmene, cukrovky, olejnin, vinných hroznů a chmele se dle předpovědí bude držet na stabilní, konstantní úrovni.

Vzhledem k nepříznivému vývoji úrovně soběstačnosti je situace nepříznivá zejména v produkci brambor, ovoce a zeleniny. Dle identifikovaných strukturálních změn docházelo do roku 2004 v produkci brambor k průměrnému ročnímu poklesu o 153 634 tis. Kč ročně, po roce 2004 tento průměrný úbytek zpomalil na 28 113 tis. Kč ročně. Historicky nejnižší hodnota produkce brambor byla evidována v roce 2015 a to především z důvodu nepříznivých přírodních podmínek, jež měly vliv na výrazný pokles průměrného výnosu brambor. Strukturální změna a strukturálním zlom nastal také v časové řadě produkce zeleniny, která se v letech 1999-2003 propadla na poloviční hodnotu a následně pozvolna klesala v průměru o 372 tis. Kč.

Tabulka 23: Analýza časových řad rostlinné produkce dle SZÚ a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kč)	2023 predikce (tis. Kč)
Produkce celkem	MLP	1,68	0,06	4,01	77 666 919	77 666 981
Rostlinná produkce	Damped trend	5,89	5,03	4,58	41 031 575	41 279 990
Obiloviny celkem	Holt	6,96	1,58	3,11	17 331 492	17 450 301
Pšenice	MLP	8,94	1,07	1,85	9 816 658	9 761 232
Žito	Logaritmický trend	22,27	1,95	21,47	343 433	339 076
Ječmen	Logaritmický trend	7,53	0,6	2,5	3 677 571	3 661 966
Oves	Kvadratická funkce	11,45	18,74	18,68	430 005	440 691
Kukuřice na zrno	(0,1,0) c	28,16	13,94	17,54	2 646 064	2 723 228
Luštěniny	(1,0,0) t, c, t_{2014}	17,89	6,73	21,81	606 402	659 640
Sláma	(0,0,0) t, c, t_{2004}	8,73	0,59	4,39	661 557	667 697
Brambory	Holt	13,74	4,41	7,48	1 377 656	1 387 648
Cukrovka	(0,0,0) t, c, t_{2000}	10,05	9,46	6,71	1 893 978	1 912 110
Olejniny	(0,0,0) t, c, t_{2014}	11,40	10,94	8,92	6 180 661	6 089 693
Řepka	(0,0,0) t, c, t_{2016}	12,22	17,18	16,37	4 701 605	4 553 666
Píce	Kvadratický trend	6,53	0,05	8,62	5 174 059	5 372 729
Ovoce	Holt	11,00	5,22	4,48	1 202 348	1 184 040
Zelenina	(0,0,0) t, c, t_{2002} , Z_{2002}	8,68	19,59	19,55	924 657	924 285
Vinné hrozny	MLP	9,87	9,82	13,25	612 567	743 511
Chmel	Kvadratická funkce	14,81	15,17	12,33	769 886	803 663
Okrasné květiny a dřeviny	(0,1,0) t_{1999}	9,97	0,74	11,11	4 888 651	5 062 649

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

U časových řad rostlinné produkce byly v pěti případech jako nejvhodnější zvoleny trendové funkce (viz tabulka 23, 24). Při modelování produkce žita, ovsa a chmele však ani tyto funkce, jež byly vyhodnoceny jako nejvhodnější, nevykazují optimální hodnoty zvolených kritérií. Horší vlastnosti jsou patrné i u dalších použitých metod. Lze usuzovat, že v řadě případů je obtížné najít vhodný model i ze širokého množství použitých metod. Důvodem je složitost a obtížná předvídatelnost časové řady, která může obsahovat výrazné výkyvy, nepravidelnosti či struktury, které nelze dobře popsat standardními modely. Pokud časová řada obsahuje náhlé a nepředvídatelné změny nebo skoky, které lze obtížně modelovat, zvolené modely mohou mít problém je předpovědět, což se odrazí vysokými

hodnotami chyb. Vzhledem k nepředvídatelnosti klimatických podmínek, které se mohou výrazně projevit v kolísání sklizně a následně ovlivnit hodnotu rostlinné produkce, je pochopitelné, že modely při analýze těchto časových řad mohou mít omezenou přesnost. Podrobné výsledky jednotlivých použitých metod jsou uvedeny v přílohách 13-17.

Tabulka 24: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady rostlinné produkce dle SZÚ

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely	3	9	7	5
○ Lineární trend	2		3	
○ Logaritmický trend		2	1	2
○ Kvadratický trend	1	6	3	3
○ Exponenciální trend		1		
Modely exponenciálního vyrovnávání	1	3	5	4
○ Simple			1	
○ Brown	1			
○ Holt		2	4	3
○ Damped trend		1		1
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	3	3	7	8
○ Stochastický trend			1	1
○ Stochastický trend se zlomem		1	1	1
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	3	2	5	6
Neuronová síť typu MLP	13	5	1	3

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Nízké hodnoty MAPE v kombinaci s vyššími hodnotami relativní chyby a Theilova koeficientu nesouladu v případě modelů neuronových sítí naznačují, že model vykazuje dobrý průměrný výkon, avšak skrývá problémy v jiných aspektech. V první řadě model může vykazovat známky přetrénování, což znamená, že dobře odhaduje hodnoty v trénovacím datasetu, ale selhává při aplikaci na nová nebo neznámá data. Dále model může vykazovat lepší výkon průměrně, ale může selhávat v určitých obdobích nebo pro specifické hodnoty. Rovněž náhlé změny na konci sledovaného období mohou mít významný dopad na hodnocení výkonu modelu. Pokud na konci sledovaného období dojde k náhlé změně v datech, např. kvůli změnám zemědělské politiky, klimatickým podmínkám, změnám

osevních ploch či náhlým událostem, může tato změna ovlivnit modely, jež byly trénovány na historických datech, kde tato změna nebyla přítomná. Zároveň model může poskytovat dobré výsledky, i když nejsou nejlepší ze všech výsledků jednotlivých modelů.

Tabulka 25: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady rostlinné produkce dle SZÚ

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	23,223 0,0000	H ₁	ES x NN ES x BJ+SC ES x TF	0,000 0,007 0,024
Relativní chyba prognózy	4,121 0,249	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	5,515 0,138	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	5,345 0,148	H ₀ nelze zamítnout	-	-

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Tabulka 25 zobrazuje výsledky Friedmanova testu a Dunnova testu, z nichž lze konstatovat, že u časových řad rostlinné produkce byl statisticky významný rozdíl mezi výsledky jednotlivých metod prokázán pouze v rámci kritéria MAPE, kde v porovnání s ostatními metodami poskytovaly horší výsledky modely exponenciálního vyrovnávání. Výsledné hodnoty relativní chyby prognózy, Theilova koeficientu nesouladu pro přímé použití ani váženého průměru kritérií se mezi jednotlivými metodickými přístupy použitými k modelování časových řad rostlinné produkce statisticky významně neliší. Tuto skutečnost lze odvodit i z faktu, že pro modelování časových řad rostlinné produkce byly využity všechny hodnocené metody a s výjimkou modelů se strukturálními změnami i v obdobném zastoupení.

5.2.2 Živočišná produkce

Živočišná produkce je rovněž klíčovou a neodmyslitelnou součástí zemědělství. Poskytuje důležité zdroje bílkovin a dalších živin nezbytných pro lidskou výživu, čímž se stává zásadní oblastí pro zajištění potravinové bezpečnosti. Mezi hlavní odvětví živočišné produkce patří chov skotu, prasat, drůbeže, ovcí a koz, přičemž každé z uvedených odvětví má své specifické postupy a technologické nároky. V reakci na technologický pokrok, změny v poptávce spotřebitelů i environmentální výzvy, prochází živočišná produkce

v posledních desetiletích výraznými změnami. Moderní chovné metody, genetické šlechtění a vylepšené krmné technologie umožnily zvýšení efektivity produkce a kvality živočišných produktů. Zároveň však roste důraz na udržitelnost a etické aspekty chovu, včetně welfare zvířat, snížení emisí skleníkových plynů a zlepšení využívání přírodních zdrojů.

Tabulka 26: Základní charakteristiky živočišné produkce dle SZÚ v letech 1993–2021 (tis. Kč)

	Průměr (tis. Kč)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2021/1993	Bázický index 2004/1993	Bázický index 2013/1993
Živočišná produkce	38 176 132	-372 473,10	0,9908	0,7716	0,8404	0,7527
Skot a telata	5 941 766	-102 133,94	0,9883	0,6297	0,8685	0,6897
Prasat	9 352 275	-271 045,88	0,9716	0,4463	0,7805	0,4614
Ovce	115 724	3 012,89	1,0397	2,9735	2,5985	3,5572
Kozy	5 371	-49,79	0,9930	0,8216	0,5031	0,8023
Drůbež	4 829 749	71 227,43	1,0194	1,7142	2,0106	1,4902
Kravné mléko	12 845 414	-20 468,09	0,9986	0,9620	0,7768	0,8282
Vejce	2 628 837	-14 690,86	0,9948	0,8648	0,8281	0,7601
Ryby	428 341	1 293,08	1,0030	1,0874	0,9751	1,0952
Med	263 136	-2 121,70	0,9913	0,7819	0,9942	1,0360
Králíci	714 844	-11 480,17	0,9852	0,6585	0,7650	0,6610
Stájová hnojiva	890 038	-23 362,75	0,9777	0,5319	0,6233	0,5159

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

V průběhu sledovaného období ztrácela živočišná produkce svou převahu na celkové zemědělské produkci při průměrném ročním poklesu o 372 473 tis. Kč. Zároveň je však zřejmé, že od roku 2012, kdy živočišná produkce klesla v analyzovaném období na nejnižší hodnotu, dochází opět k mírnému nárůstu živočišné produkce. Průměrnou rostoucí tendenci vykazovala pouze produkce ovčí (3,97%), ryb (0,3%) a drůbeže (1,94%). Produkce drůbeže se každoročně zvyšovala v průměru o 71 227 tis. Kč a v roce 2004 dosahovala dokonce dvojnásobku produkce z roku 1993, přesto ČR není ve výrobě drůbežního masa soběstačná.

Naopak významný pokles je patrný v produkci prasat, jež se snižovala o 2,84% ročně a v porovnání s rokem 1993 byla v roce 2022 produkce prasat na úrovni 44,63%. Z globálního hlediska je chov prasat jedním z nejvýznamnějších odvětví živočišné produkce a představuje nepostradatelný zdroj živočišných bílkovin v lidské výživě. Cílem producentů je neustálé zlepšování kvality chovu s využitím všech dosavadních poznatků jak z oblastí genetiky a výživy, tak z oblastí technologií, technik a managementu. Odvětví chovu prasat se v ČR vypořádává s vážnými problémy, jež jsou důsledkem kombinace mnoha negativních

faktorů. Mezi tyto faktory patří opatření v návaznosti na onemocnění COVID-19, zpomalení vývozu do Číny, pokračující šíření afrického moru prasat do dalších zemí EU a rostoucí výrobní náklady. Negativní dopad má rovněž situace na Ukrajině, jelikož ceny základních obilovin atakují rekordní hodnoty i na trhu odběratelů. Dražší krmné komponenty, které činí značnou část výdajů zemědělců, mají zásadní vliv na ziskovost a životaschopnost zemědělských podniků. Rostoucí ceny se dotýkají především chovatelů prasat, neboť výroba masa není efektivní a dostala se již pod hranici rentability. Ačkoliv počty prasat a prasníc vykazují dlouhodobě klesající tendenci, vzhledem ke kvalitní a intenzivní šlechtitelské práci pokračuje dlouhodobý trend zvyšování reprodukčních ukazatelů.

Tabulka 27: Analýza časových řad živočišné produkce dle SZÚ a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kčs)	2023 predikce (tis. Kčs)
Živočišná produkce	(0,0,0) t, c, t_{2012}	1,6	6,32	3,57	37 081 344	37 403 381
Skot a telata	MLP	4,61	15,78	7,32	5 307 823	5 379 410
Prasata	MLP	3,24	2,36	8,94	6 229 194	6 233 975
Ovce	MLP	21,53	5,06	15,20	137 626	151 433
Kozy	(0,0,0) t, c, t_{2000}	16,2	19,35	29,43	7 657	7 850
Drůbež	MLP	4,83	9,82	6,84	4 498 848	4 447 288
Kravné mléko	(0,0,0) t, c, t_{1997} , t_{2010}	1,71	0,61	0,86	14 657 094	14 877 804
Vejce	(1,0,0) t, c, t_{2007}	3,72	6,01	6,01	2 592 848	2 569 367
Ryby	MLP	1,69	1,29	4,42	452 437	451 286
Králíci	MLP	0,99	0,15	0,09	619 450	619 319
Stájová hnojiva	(0,0,0) t, c, t_{2010}	2,37	0,07	0,86	743 781	744 592

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Strukturální změna je patrná rovněž ve vývoji produkce kravného mléka, kde byly pomocí lokálního trendu modelovány dvě strukturální změny a to v roce 1997 a 2010 (viz tabulka 27). V letech 1993-1997 došlo k výraznému poklesu produkce mléka, především v důsledku rapidního poklesu krav s tržní produkcí mléka. V letech 1997-2010 se produkce mléka držela na relativně stabilní úrovni a po roce 2010 se začala opět zvyšovat. Příznivý vývoj na zahraničním trhu s mlékem se projevil i v ČR. Čeští producenti mléka reagovali zastavením poklesu stavů dojníc, který byl navíc doprovázen výrazným zvýšením užitkovosti. Následně se vzhledem k růstu CZV mléka a zachování podpor na dojený skot znatelně zlepšila rentabilita produkce mléka. Zároveň v roce 2015 došlo ke zrušení mléčných kvót, jež byly zavedeny již v roce 1984 s cílem omezit nadprodukcí mléka, stabilizovat trh

a ustálit nákupní ceny. Zrušení kvót má naopak producentům mléka v EU umožnit pružněji reagovat na zvyšující se poptávku, zejména na světovém trhu. Od roku 2015 tak producenti mléka nejsou limitováni množstvím produkovaného mléka, což vedlo ke změnám na trhu s mlékem a zvýšení jeho produkce v některých oblastech. V roce 2021 byla produkce mléka na úrovni 96,2% roku 1993.

Z tabulek 27 a 28 je patrné, že pro modelování časových řad živočišné produkce se nejlépe hodí neuronové sítě a lineární trendové funkce se zlomem. Z řad klasických analytických modelů a modelů exponenciálního vyrovňávání nebyl jako nejvhodnější zvolen žádný model. Podrobné výsledky jsou zachyceny v přílohách 18-22.

Na časové řadě produkce ovcí je zřejmé, že klasické modely často nedokáží adekvátně zachytit její složitý průběh. V těchto případech mohou neuronové sítě nabídnout uspokojivější výsledky díky své schopnosti modelovat nelineární vzory a adaptovat se na komplexní struktury v datech. Schopnost neuronových sítí modelovat nelineární vztahy mezi vstupy a výstupy jim dává výhodu v případech, kdy lineární metody, včetně exponenciálního vyrovňávání, selhávají. Zároveň je však zřejmé, že ani výsledky získané metodou neuronových sítí nelze považovat za uspokojivé.

Tabulka 28: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady živočišné produkce dle SZÚ

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely		1		
○ Kvadratický trend		1		
Modely exponenciálního vyrovňávání		3	1	
○ Simple		1		
○ Brown		1	1	
○ Damped trend		1		
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	4	2	5	5
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	4	2	5	5
Neuronová síť typu MLP	7	5	5	6

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Tabulka 29: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady živočišné produkce dle SZÚ

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	16,309 0,0010	H ₁	ES x NN TF x NN TF x BJ+SC	0,018 0,006 0,049
Relativní chyba prognózy	4,817 0,186	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T _H	16,855 0,0008	H ₁	TF x NN TF x BJ+SC TF x ES	0,002 0,003 0,079*
Vážený průměr	18,600 0,0003	H ₁	TF x NN TF x BJ+SC	0,000 0,018

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Na základě provedené analýzy pomocí Friedmanova a Dunnova testu byly odhaleny statisticky významné rozdíly mezi výsledky získanými jednotlivými metodami, s výjimkou relativní chyby prognózy. Ve výsledcích kritéria MAPE se prokázal významný rozdíl mezi neuronovými sítěmi a tradičními metodami, jako jsou trendové funkce a exponenciální vyrovnávání. Také byly zjištěny rozdíly mezi modely se strukturálními zlomy a trendovými funkcemi. Statisticky významné rozdíly v hodnotách Theilova koeficientu nesouladu byly pozorovány mezi trendovými funkcemi a ostatními hodnocenými metodami. Z hlediska výsledků váženého průměru uvedených kritérií se významné rozdíly prokázaly především mezi trendovými funkcemi a neuronovými sítěmi, stejně jako mezi trendovými funkcemi a modely se strukturálními zlomy. V porovnání s výsledky dosaženými v rámci časových řad rostlinné produkce jsou rozdíly v těchto výsledcích mnohem zřetelnější.

5.2.3 Sklizeň zemědělských plodin

Z časových řad úrody v ČR jsou patrné výrazné změny a trendy, které odrážejí různé ekonomické, klimatické a technologické faktory. Úroveň sklizně je významně ovlivněna jak rozsahem osevních ploch, tak hektarovými výnosy, které jsou úzce spjaté s klimatickými podmínkami v daném roce. Důležitou roli hraje také zvyšování produktivity zemědělství díky modernizaci technologií, zlepšení agronomických praktik a šlechtění plodin. K variabilitě sklizně dále přispívají ekonomické faktory a půdní podmínky. Jedná se o komplexní interakci, která činí přesné modelování a předpovídání úrovně sklizně obtížným, což se odráží ve zvýšených hodnotách analyzovaných chybových ukazatelů.

Tabulka 30: Základní charakteristiky úrovně sklizně v letech 1993–2023

	Průměr (t)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2023/1993	Bázický index 2013/1993	Bázický index 2004/1993
Obiloviny celkem	7 388 756	50 922,39	1,0071	1,2362	1,1615	1,3581
Pšenice	4 338 579	65 269,67	1,0156	1,5926	1,4226	1,5261
Žito	170 620	-4 370,95	0,9764	0,4879	0,6884	1,2236
Ječmen	1 955 846	-21 810,40	0,9895	0,7295	0,6590	0,9636
Oves	171 322	-4 800,05	0,9739	0,4516	0,5298	0,8645
Kukuřice na zrno	567 361	11 683,15	1,0399	3,2318	4,3006	3,5125
Luskoviny celkem	93 692	-3 860,71	0,9766	0,4909	0,1682	0,3880
Luskoviny jedlé	82 252	-3 212,82	0,9786	0,5230	0,1519	0,3561
Brambory	943 484	-60 734,72	0,9535	0,2395	0,2239	0,3597
Cukrovka technická	3 619 104	-15 862,65	0,9961	0,8896	0,8687	0,8305
Řepka	974 364	31 075,43	1,0424	3,4713	3,8258	2,4777
Pícniny na orné půdě	3 860 380	-66 040,92	0,9875	0,6856	0,4534	0,4812

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

V průběhu sledovaného období docházelo u řady plodin k průměrnému ročnímu poklesu sklizně. Úroda žita, ječmene, ovsa, luskovin, brambor, cukrovky i pícnin se snižovala především v důsledku ubývajících osevních ploch. Rychlost úbytku osevních ploch se v průběhu analyzovaného období nedařilo kompenzovat rostoucími hektarovými výnosy většiny sledovaných plodin. Naopak zvyšující se výměra osevních ploch kukuřice na zrno, řepky a pšenice, spolu s rostoucími hektarovými výnosy, se promítla průměrným ročním růstem úrody těchto plodin.

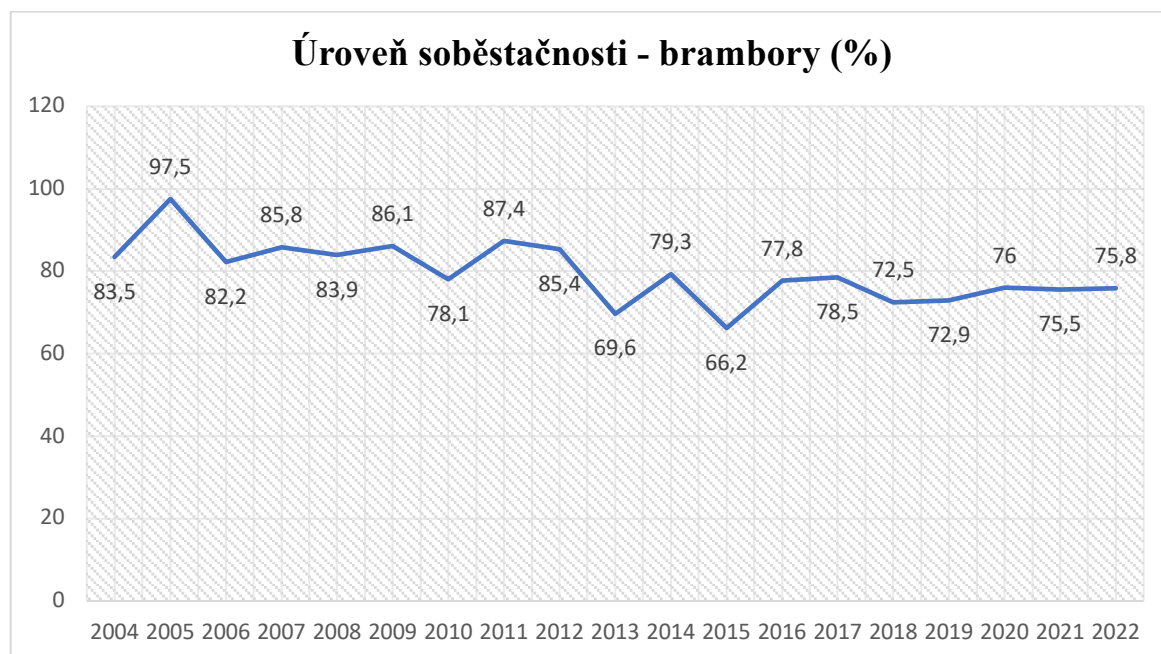
V hospodářském roce 2022/23 dosáhla produkce obilovin sklizených v ČR 8 218,4 tis. t, což je zhruba na úrovni předchozího roku. Tato sklizeň byla o 8,9% vyšší než průměr za posledních pět let a také nadprůměrná ve srovnání s desetiletým průměrem. Nejvýznamnější část domácí spotřeby obilovin se soustředí na jejich využití v potravinářství a krmivářství. Obiloviny jsou dále technicky zpracovávány na bioetanol, etanol a využívány jako energetická plodina pro výrobu biomasy. Bilance výroby a spotřeby obilovin zůstává aktivní. Z dlouhodobého hlediska je Česká republika v celkové produkci obilovin plně soběstačná a v hospodářském roce 2022/23 činila míra soběstačnosti 157%.

Soběstačná je ČR také v produkci cukrové řepy, respektive cukru a to i přesto, že v průběhu sledovaného období docházelo k mírnému ročnímu poklesu sklizně v průměru o 0,39%. K 30. září 2017 přestal platit systém produkčních kvót, minimální ceny cukrové řepy

a výrobní dávky. Českým cukrovarům se tak otevřela možnost dalšího rozvoje. Z vývoje osevních ploch po roce 2017 je však patrné, že k jejich dalšímu rozvoji nedošlo a plochy cukrové řepy se spíše lehce snížily. Prodat cukr mimo EU představovalo stále větší problém, zejména kvůli propadu ceny cukru o cca 40% po zrušení kvót a jejího velmi pozvolného zotavování v důsledku nadvýroby v různých rozhodujících částech světa. Dále k tomu přispěly např. rostoucí ceny energie, náklady na dopravu či náklady na práci. Dozvuky otřesu trhu s cukrem v EU v hospodářském roce 2017/18, v podobě velké nadvýroby a velkého propadu ceny, trvají do dnešní doby. Zároveň bude ještě nějaký čas trvat, než se evropský cukerní trh ustálí a otázkou rovněž je, v jakých mezích.

Rostoucí osevní plochy spolu s rostoucím hektarovým výnosem se propisují také do rostoucí sklizně řepky, jež se zvyšovala o 4,24% ročně a v roce 2023 několikanásobně přesahovala úroveň sklizně roku 1993. Obdobně jako v případě osevních ploch rostla do roku 2014 sklizeň řepky rychlejším tempem než v následujícím období let 2014-2023. V produkci řepky je ČR dlouhodobě soběstačná. V roce 2022/23 činila míra soběstačnosti 108,4%. Značná část vývozu a dovozu řepkového semene je uskutečňována v rámci zemí Evropské unie.

Graf 6: Vývoj úrovně soběstačnosti ČR v produkci brambor v letech 2004-2022 (%)



Zdroj: Výroční zprávy MZe ČR, vlastní zpracování (2004-2022)

Naopak dlouhodobě nepříznivá je situace v odvětví brambor. Ačkoli hektarový výnos brambor roste, kopíruje úroveň sklizně částečně vývoj pěstebních ploch brambor. Obdobně jako plochy brambor klesala velikost úrody zejména do roku 2004. Po roce 2004

tempo tohoto průměrného úbytku výrazně zpomalilo, ale nadále trvá. Graf 6 zachycuje vývoj soběstačnosti ČR v produkci brambor v letech 2004-2022. Je zřejmé, že ČR dosahuje v produkci brambor dlouhodobě nízké úrovně soběstačnosti, přičemž míra soběstačnosti je do značné míry závislá na rozsahu ploch brambor a klimatických podmínkách, jež mají přímý vliv na velikosti úrody v daném roce. V posledních letech však dochází k postupné stabilizaci míry soběstačnosti nad hranicí 75%, což je způsobeno také snahou MZe ČR o oživení odvětví brambor, jakožto tradičně pěstované plodiny.

Tabulka 31: Analýza časových řad sklizně a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t)	2025 predikce (t)
Pšenice	Holt	8,49	1,43	2,13	5 260 361	5 316 012
Žito	Logaritmická funkce	20,88	0,56	1,24	124 043	122 529
Ječmen	Logaritmická funkce	7,32	0,62	4,09	1 746 970	1 740 180
Oves	MLP	8,20	33,64	15,03	122 952	122 863
Kukuřice na zrno	Holt	25,41	57,97	31,68	667 702	688 417
Luskoviny	MLP	16,16	3,48	6,75	110 377	112 323
Brambory	(0,0,0) t, c, t_{2004}	12,52	1,57	15,36	551 842	537 437
Cukrovka technická	MLP	4,56	0,93	6,85	3 798 758	3 805 668
Řepka	(0,0,0) t, c, t_{2014}	13,99	10,48	14,30	1 205 719	1 200 254
Pícniny na orné půdě	(1,0,0) t, c, t_{2004}	9,40	8,99	9,05	4 539 062	4 705 547

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Vzhledem k výše zmíněným faktorům, zejména klimatickým podmínkám daného roku, bývá úroveň sklizně značně variabilní, což se následně promítá do výsledků modelů používaných pro její predikci. Tato variabilita často vede k vyšším hodnotám analyzovaných ukazatelů MAPE, relativní chyby prognózy a Theilova koeficientu nesouladu, což signalizuje nižší přesnost a spolehlivost těchto modelů při předpovídání sklizní. Uvedená skutečnost vyplývá z hodnot jednotlivých ukazatelů v tabulce 31. Výsledky jednotlivých použitých metod jsou uvedeny v přílohách 23-27.

Tabulka 32: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady sklizně

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely	3	4	3	2
○ Lineární trend	1	1	1	
○ Logaritmický trend	1	2	2	2
○ Kvadratický trend	1	1		
Modely exponenciálního vyrovnávání	1	1		2
○ Holt	1			2
○ Damped trend		1		
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	1	2	3	3
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	1	2	3	3
Neuronová síť typu MLP	5	3	4	3

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Vysoká variabilita a náhlé změny v časových řadách mohou ztížit efektivní zachycení vzorců složitějšími modely, jako jsou neuronové sítě nebo modely Boxe-Jenkinse. Tyto modely mohou mít problém s interpretací výrazných výkyvů a šumu, což může ovlivnit jejich výkon. Na stabilnějších časových řadách, jako např. časové řady živočišné produkce, mohou složité modely poskytovat přesnější výsledky, protože mají jasnější vzorce k modelování. Je zřejmé, že u časových řad s výraznými a neočekávanými změnami v datech nejsou výsledky Friedmanova a Dunnova testu tak jednoznačné, respektive statisticky významný rozdíl ve výsledcích jednotlivých použitých metod není vždy zřejmý. Tato skutečnost vyplývá také z hodnot Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady sklizně uvedených v tabulce 33.

Tabulka 33: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady sklizně

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	6,939 0,074*	H ₁ ⁹	ES x NN	0,092*
Relativní chyba prognózy	0,515 0,916	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T _{II}	6,152 0,104	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	10,818 0,013	H ₁	ES x NN	0,011

ES = Exponential Smoothing, NN = Neural Networks. $\alpha = 0,05$, $^*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Po Bonferroniho korekci pro vícenásobné testy je na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ statisticky významný rozdíl v hodnotách MAPE mezi modely exponenciálního vyrovnávání a neuronových sítí. Statisticky významně rozdílné výsledky mezi modely exponenciálního vyrovnávání a neuronových sítí jsou patrné také ve váženém průměru. Před Bonferroniho korekcí se jako statisticky rozdílné ukázaly také hodnoty váženého průměru kritérií u modelů exponenciálního vyrovnávání a modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně lineárních modelů se zlomy.

5.2.4 Hektarové výnosy

V průběhu analyzovaného období došlo v ČR k významným změnám v hektarových výnosech zemědělských plodin. Přestože jsou v průběhu sledovaného období patrné výrazné výkyvy v hektarových výnosech, způsobené zejména klimatickými podmínkami či škůdci, celkový trend ukazuje na stabilní růst hektarových výnosů většiny sledovaných plodin. Tento pozitivní vývoj je primárně výsledkem modernizace zemědělských technologií, zahrnující pokroky v agronomických praktikách, vylepšení zemědělských strojů a zařízení, a inovace v oblasti genetického inženýrství plodin. Na rostoucím hektarovém výnosu se podílí i zlepšení metod péče o půdu, efektivnější zavlažovací systémy a precizní aplikace hnojiv a pesticidů, které přispívají ke zvýšení produktivity a snížení ztrát. Významným faktorem je také zlepšení znalostí a technik v oblasti agronomického výzkumu.

⁹ Na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ zamítáme H₀.

Tabulka 34: Základní charakteristiky hektarových výnosů v letech 1993–2023

	Průměr (t/ha)	Průměrný absolutní přírůstek (t/ha)	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2023/1993	Bázický index 2013/1993	Bázický index 2004/1993
Pšenice	5,22	0,07	1,0142	1,5253	1,3434	1,3847
Žito	4,34	0,04	1,0094	1,3256	1,2295	1,3842
Ječmen	4,47	0,06	1,0125	1,4498	1,2052	1,3114
Oves	3,21	-0,04	0,9888	0,7140	0,8267	1,0033
Kukuřice na zrno	7,46	0,05	1,0088	1,3004	1,1394	1,1861
Luskoviny celkem	2,33	-0,01	0,9961	0,8902	0,8874	1,2859
Brambory	24,33	0,15	1,0061	1,1997	1,0125	1,0493
Cukrovka technická	54,30	0,83	1,0163	1,6224	1,4929	1,2528
Řepka	2,92	0,04	1,0143	1,5296	1,5294	1,5988
Pícniny na orné půdě	7,01	0,10	1,0124	1,4486	0,9994	0,9248

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

S výjimkou ovsa a luskovin lze i přes kolísání hektarových výnosů, způsobených převážně klimatickými podmínkami, pozorovat průměrný roční nárůst hektarových výnosů plodin ve výši od 0,61% v případě brambor do 1,63% v případě cukrovky technické. Rovněž s výjimkou ovsa a luskovin je v letech 2004, 2013 a 2023 patrný nárůst hektarového výnosu v porovnání s rokem 1993.

Tabulka 35: Analýza časových řad hektarových výnosů a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t/ha)	2025 predikce (t/ha)
Pšenice	Holt	7,03	2,41	2,53	6,42	6,49
Žito	MLP	5,35	4,11	3,32	5,14	5,18
Ječmen	Simple	6,61	0,43	3,15	5,48	5,48
Oves	MLP	7,46	21,46	10,49	3,77	3,18
Kukuřice na zrno	MLP	16,10	17,19	20,53	8,04	8,13
Luskoviny	Simple	9,73	10,65	11,39	2,33	2,33
Brambory	Damped trend	9,42	8,39	4,80	29,56	29,90
Cukrovka technická	Kvadratická funkce	5,04	3,90	4,05	67,47	67,81
Řepka	Holt	9,53	0,97	9,15	3,50	3,54
Pícniny na orné půdě	MLP	6,90	6,10	4,89	9,49	9,49

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Dle použitých testů stability nebyl s výjimkou cukrovky technické u žádné plodiny identifikován strukturální zlom v časové řadě hektarových výnosů. V případě cukrovky docházelo k výraznému růstu hektarového výnosu do roku 2014, následně rostl hektarový výnos jen pozvolna. Podrobné výsledky jsou uvedeny v přílohách 28-32.

Z tabulky 35 a 36 je patrné, že pro modelování a predikci hektarových výnosů plodin byly nejčastěji použity modely exponenciálního vyrovnávání a neuronových sítí. V jednom případě se jako nejúčinnější prokázalo použití kvadratické trendové funkce. Vzhledem ke značné variabilitě jednotlivých časových řad, v důsledků klimatických podmínek či napadení plodin škůdlem, je zřejmé, že i některé vybrané modely vykazují vysoké hodnoty sledovaných charakteristik a daná časová řada je tak obtížně predikovatelná.

Tabulka 36: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady hektarových výnosů

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely	4	2	2	1
○ Lineární trend	1		1	
○ Kvadratický trend	2	1		1
○ Exponenciální trend	1	1	1	
Modely exponenciálního vyrovnávání		3	3	5
○ Simple		2		2
○ Holt		1	1	2
○ Damped trend			2	1
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy		2	1	
○ Stochastický trend			1	
○ Deterministický trend		1		
○ Lineární se zlomem		1		
Neuronová síť typu MLP	6	3	4	4

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Tabulka 37 uvádí výsledky Friedmanova testu, dle kterých je patrné, že u časových řad hektarových výnosů není statisticky významný rozdíl ve výsledcích hodnocených metod. V rámci tohoto intenzitního ukazatele nebyly identifikovány rozdíly ani ve výsledcích jednotlivých ukazatelů, ani v jejich váženém průměru. Při modelování a predikci časových řad hektarových výnosů tak lze od jednotlivých metod očekávat obdobné výsledky. Vzhledem k variabilitě těchto časových řad je však jejich modelování a predikování často obtížné a výsledky nemusí být příliš spolehlivé.

Tabulka 37: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady hektarových výnosů

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	P-hodnota
MAPE	2,486 0,478	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Relativní chyba prognózy	0,882 0,830	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	1,174 0,759	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	0,130 0,988	H ₀ nelze zamítnout	-	-

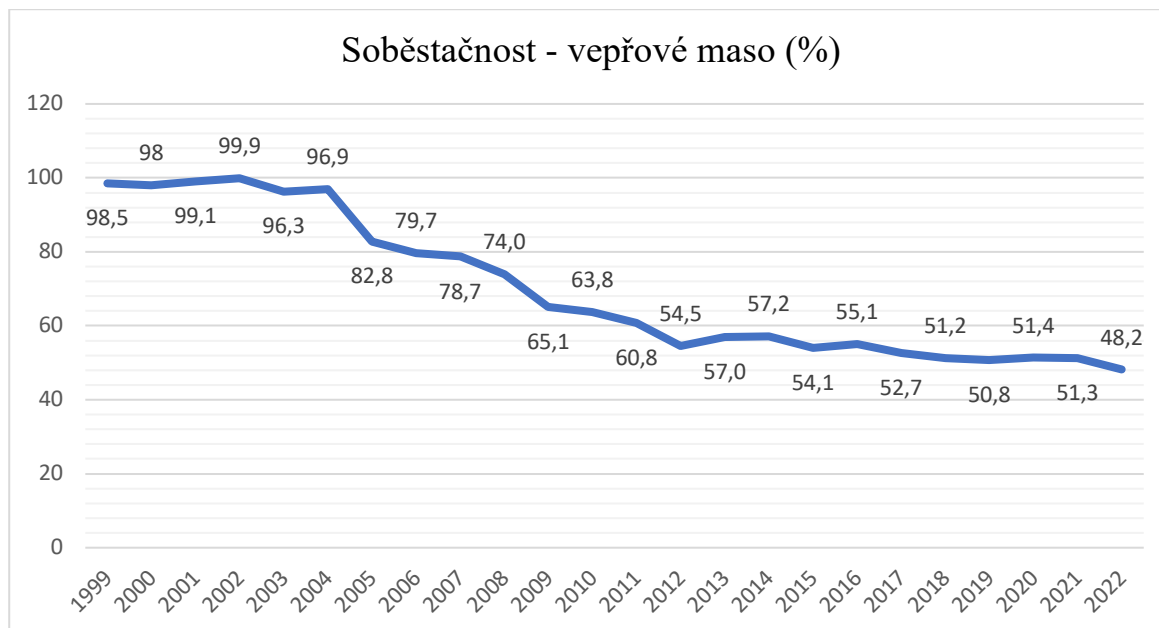
Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

5.2.5 Živočišná výroba

V průběhu sledovaného období dochází k výrazným změnám také v živočišné výrobě, jež jsou výsledkem působení mnoha aspektů. Mezi tyto aspekty patří zejména pokles stavů hospodářských zvířat, změny ve struktuře produkce, změny v poptávce, modernizace technologií a automatizace, zvyšování produktivity a výnosů na zvíře v důsledku pokročilých chovatelských metod a genetického šlechtění, přísnější regulace zahrnující welfare zvířat a environmentální standardy, změny v obchodních trendech, kolísání cen krmiv a ostatních výrobních nákladů a v neposlední řadě vliv politických a ekonomických událostí. Vývoj živočišné výroby a spotřeby pak určuje vývoj míry soběstačnosti dané komodity.

V rámci živočišné výroby je situace nepříznivá především ve výrobě vepřového masa. Graf 7 ukazuje, že ČR je v produkci vepřového masa dlouhodobě nesoběstačná a to i přes snahu MZe ČR situaci v odvětví chovu prasat zlepšit. V roce 2022 činila úroveň soběstačnosti 48,2%, což je v porovnání s předchozím rokem pokles o 3,1 procentního bodu. Zároveň se jedná o pokles na historicky nejnižší úroveň soběstačnosti. Důvodem je snížení počtu zemědělských podniků s chovem prasat v reakci na nepříznivou ekonomickou situaci v sektoru prasat v roce 2022, kdy došlo k nárůstu cen krmiv a energií.

Graf 7: Vývoj úrovně soběstačnosti ČR v produkci vepřového masa v letech 1999-2022 (%)



Zdroj: Výroční zprávy MZe ČR, vlastní zpracování (1999-2022)

Produkce prasat se snižovala v průměru o 3,44% ročně a v roce 2023 dosahovala úrovně pouze 34,98% výroby roku 1993. Z tabulky 39 a přílohy 36 vyplývá, že obdobně jako u stavů prasat, došlo ve vývoji produkce vepřového masa ke strukturální změně, kdy po roce 2012 průměrné tempo úbytku výrazně zpomalilo. Dle vypočtených predikcí lze i v následujících letech očekávat mírný pokles výroby vepřového masa, zejména z důvodu vyšších cen krmiv a energie.

Produkce skotu se rapidně snížila v letech 1993-2004, kdy v roce 2004 dosahovala hodnoty 47,32% bazického roku. Tento pokles zapříčinil jednak pokles stavů skotu a dále snižující se spotřeba hovězího masa. Po přistoupení do EU došlo ke stabilizaci výroby skotu, jež každoročně dosahovala okolo 170 tis. t živé hmotnosti a ve výrobě hovězího masa je ČR dlouhodobě soběstačná. Stabilní produkci skotu lze dle vypočtených predikcí očekávat i v následujícím období. Nepříznivá je situace v zahraničním obchodě, kdy český zahraniční obchod s živým skotem vykazuje dlouhodobě aktivní bilanci, zatímco zahraniční obchod s hovězím a telecím masem vykazuje dlouhodobě pasivní bilanci.

Tabulka 38: Základní charakteristiky živočišné výroby v letech 1993–2023

	Průměr	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázický index 2023/1993	Bázický index 2013/1993	Bázický index 2004/1993
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	921	-20,05	0,9794	0,5362	0,5378	0,8032
Skot (tis. t živé hm.)	205	-7,32	0,9728	0,4368	0,4206	0,4732
Prasat (tis. t živé hm.)	458	-16,28	0,9656	0,3498	0,4015	0,7284
Drůbež (tis. t živé hm.)	257	3,55	1,0175	1,6820	1,4865	1,9886
Výroba mléka (mil. l)	2 884	1,13	1,0003	1,0101	0,8282	0,7768
Snáška vajec (mil. ks)	2 609	-31,39	0,9880	0,6962	0,6966	0,8557
Kmenová včelstva (tis.ks)	573	-2,43	0,9962	0,8926	0,8149	0,8205
Výroba medu (t/t)	7 469	-55,85	0,9918	0,7800	1,0586	1,0159

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Ačkoli produkce drůbeže se každoročně zvyšovala v průměru o 1,75%, je ČR ve výrobě drůbežího masa nesoběstačná. V roce 2022 činila míra soběstačnosti 72,5%. ČR tak dosahuje relativně vysoké úrovně soběstačnosti, stále je však nutné část drůbežího masa dovážet. Jedním z hlavních faktorů ovlivňujících tuto situaci je rostoucí spotřeba drůbežího masa, která se v ČR dlouhodobě zvyšuje. Drůbeží maso je považováno za zdravější alternativu k jiným druhům masa, což zvyšuje jeho popularitu a tlak na domácí produkci. Dalším faktorem je konkurence ostatních členských států EU, kde jsou často nižší výrobní náklady, což vede k dovozu levnějšího drůbežího masa. Ve vývozu z ČR má větší význam živá drůbež než drůbeží maso. Česká drůbež je vyvážena především na Slovensko a do Německa. V roce 2022 podle celní statistiky MZe ČR vzrostla hodnota dovozu drůbežího masa do ČR o 2,3%, přičemž celkový dovoz dosáhl 123,0 tis. t jateční hmotnosti, z toho bylo 63% drůbežího masa dovezeno z Polska.

Negativní trend, kdy přeshraničnímu obchodu vládne dovoz zpracovaného masa nad vývozem živých zvířat lze pozorovat také u vepřového masa. Tento trend je pro českou ekonomiku nevýhodný, protože tak přidává méně hodnoty. Důvodem jsou především vyšší výkupní ceny a nižší náklady na zpracování v zahraničí, případně kapacitní omezení. Domácí producenti tak musí čelit nejen náročným podmínkám na domácím trhu, ale i tlakům ze strany zahraničního zboží. Snaha podpořit domácí produkci, prostřednictvím dotací a podpor modernizace chovů, vyžaduje dlouhodobější úsilí zaměřené na zvýšení produktivity a konkurenceschopnosti domácích chovů. Stejně jako investice do zpracovatelského průmyslu, který by mohl přinést vyšší přidanou hodnotu a ekonomické přínosy.

Tabulka 39: Analýza časových řad živočišné výroby a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce	2025 predikce
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	MLP	1,83	2,09	1,92	688	685
Skot (tis. t živé hm.)	MLP	2,86	0,59	2,57	170	171
Prasata (tis. t živé hm.)	(1,0,0) t, c, t_{2012}	3,63	4,29	4,31	260	255
Drůbež (tis. t živé hm.)	Damped trend	6,85	0,15	1,12	262	262
Výroba mléka (mil. l)	(0,0,0) t, c, t_{1997} , t_{2010}	1,67	2,36	1,52	3 373	3 423
Snáška vajec (mil. ks)	Holt	5,24	1,14	4,53	2 118	2 078
Kmenová včelstva (tis. ks)	Holt	5,13	8,45	4,08	612	613

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Vývoj trhu s mlékem v ČR lze charakterizovat výrazným poklesem stavů dojeného skotu s návazným poklesem produkce mléka, především v letech 1993-1997, vzrůstem průměrné domácí CZV mléka a stabilizací vývozu suroviny. Na nepříznivý vývoj stavů reagovaly státní orgány využitím nástrojů SZP ve prospěch producentů mléka, kdy část přímých plateb lze směřovat na ohrožené sektory. Další přímá i nepřímá podpora výrobců mléka pokračovala v rámci systému SAPS na plochu obhospodařované půdy, prostřednictvím národních doplňkových plateb na chov přežvýkavců a ve formě národních doplňkových plateb na zemědělskou půdu. Po roce 2010 vykazovala výroba mléka opět rostoucí tendenci a nárůst lze očekávat i v dalších letech. Ve výrobě mléka je ČR dlouhodobě soběstačná s možností vývozu. Z tabulek 39 a 40 je dále zřejmé, že k modelování a predikci ukazatelů živočišné výroby byly použity tři modely exponenciálního vyrovňování, dva trendové modely zachycující strukturální změny a dva modely neuronových sítí. Trendové funkce nebyly v případě živočišné výroby použity. Přehled všech výsledků zahrnují přílohy 33-37.

Tabulka 40: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady živočišné výroby

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely		1		
○ Kvadratický trend		1		
Modely exponenciálního vyrovnávání	1	4	3	3
○ Holt		2	2	2
○ Damped trend	1	2	1	1
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	3	1	3	2
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	3	1	3	2
Neuronová síť typu MLP	3	1	1	2

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

S výjimkou trendových funkcí je vhodnost jednotlivých metod pro modelování a predikci časových řad ukazatelů živočišné výroby poměrně vyrovnaná a to jak v rámci jednotlivých kritérií, tak v jejich váženém průměru a výsledném počtu zvolených modelů. Z hlediska relativní chyby prognózy se jako nejúčinnější ukázaly modely exponenciálního vyrovnávání, které však měly horší výsledky podle kritéria MAPE. Na druhou stranu neuronové sítě obstály jako nejvhodnější na základě kritéria MAPE, ale jejich výkon v extrapolacních kritériích byl slabší.

Pomocí Friedmanova testu byl zjištěn statisticky významný rozdíl ve výsledcích kritéria MAPE, Theilova koeficientu nesouladu a váženém průměru hodnocených kritérií. Dunnovým testem byl prokázán rozdíl mezi trendovými funkcemi a metodologií Boxe-Jenkinse včetně modelů se strukturálními zlomy ve výsledcích MAPE. Ve výsledcích Theilova koeficientu nesouladu a váženého průměru kritérií byl prokázán rozdíl mezi trendovými funkcemi a všemi ostatními použitými metodami. V porovnání s ostatními hodnocenými metodami tak trendové funkce nelze považovat ze vhodnou metodu k modelování a predikci časových řad živočišné výroby. Podrobné výsledky jsou předmětem tabulky 41.

Tabulka 41: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady živočišné výroby

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	10,029 0,018	H ₁	TF x BJ+SC	0,004
Relativní chyba prognózy	5,691 0,128	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T _H	13,348 0,004	H ₁	TF x ES TF x BJ+SC TF x NN	0,008 0,016 0,078*
Vážený průměr	12,771 0,005	H ₁	TF x ES TF x BJ+SC TF x NN	0,011 0,023 0,043

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $^*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

5.2.6 Spotřeba potravin

Spotřeba potravin má významný dopad na domácí produkci zemědělství a soběstačnost. Mezi důležité faktory, které ovlivňují spotřebu potravin patří změny ve spotřebitelských preferencích a návycích, kdy v posledních letech roste poptávka po zdravějších a kvalitnějších potravinách. Roste celková spotřeba ovoce, ovoce mírného pásma, zeleniny, luštěnin, rýže i drůbežího masa (viz tabulka 42). Dalším faktorem ovlivňujícím spotřebu jsou ekonomické podmínky, jako příjmové změny a fluktuace cen potravin. Celkovou spotřebu potravin ovlivňují v neposlední řadě také změny v počtu obyvatel.

Tabulka 42: Základní charakteristiky spotřeby potravin na obyvatele v letech 1993–2022

	Průměr (kg/l/ks/os)	Průměrný absolutní přírůstek	Průměrný koeficient růstu	Bázičný index 2022/1993	Bázičný index 2013/1993	Bázičný index 2004/1993
Pšenice	119,64	-0,17	0,9986	0,9607	0,9854	0,9405
Žito	15,20	-0,72	0,9626	0,3309	0,3688	0,5446
Kukuřice	1,10	0,02	1,0158	1,5750	0,7750	0,7500
Ostatní obiloviny	2,95	-0,04	0,9875	0,6946	0,8027	0,7838
Rýže	5,36	0,17	1,0291	2,2974	1,3846	1,1795
Luštěniny	2,45	0,07	1,0251	2,0500	1,4667	1,1667
Brambory	71,88	-0,51	0,9934	0,8242	0,8092	0,8690
Ovoce celkem	80,04	0,51	1,0064	1,2023	1,0568	1,1527
Ovoce mírného pásma	47,56	0,07	1,0015	1,0439	0,9404	1,0371
Zelenina	82,98	0,46	1,0057	1,1784	1,1174	1,0755
Cukr	37,11	-0,07	0,9982	0,9483	0,8573	1,0951
Maso celkem	80,81	-0,05	0,9994	0,9828	0,8874	0,9549
Vepřové maso	43,01	-0,14	0,9969	0,9135	0,8385	0,8545
Hovězí maso	11,24	-0,38	0,9725	0,4449	0,3793	0,5202
Drůbeží maso	23,24	0,57	1,0307	2,4034	2,0786	2,1624
Králičí maso	2,15	-0,10	0,9415	0,1743	0,3771	0,8286
Mléko	58,81	-0,52	0,9920	0,7915	0,8288	0,8192
Vejce	265,98	-2,90	0,9894	0,7352	0,7642	0,7767

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Zejména v některých komoditách, jako jsou ovoce, zelenina, brambory a maso, čelí Česká republika v oblasti soběstačnosti výzvám. Důsledkem změn domácí produkce a spotřeby je závislost ČR na dovozu řady komodit. Ačkoli se zemědělci a producenti přizpůsobují změnám v poptávce, např. přechodem na nové plodiny, klíčovým bodem pro ně zůstává rentabilita dané komodity.

V analyzovaném období se výrazně snížila spotřeba žita, jež klesala v průměru o 3,74% ročně a v roce 2022 byla o 66,91% nižší než v roce 1993. Mírně klesala také spotřeba brambor (0,66% ročně), v porovnání s rokem 1993 však neklesla pod 80%. Pokles ve spotřebě brambor je způsoben rostoucím zájmem o jiné druhy příloh, jako např. rýže, jejíž spotřeba se v průběhu sledovaného období zdvojnásobila. Značný je rovněž pokles spotřeby hovězího a králíčího masa.

Tabulka 43: Analýza časových řad spotřeby potravin na obyvatele a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Použitý model	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce	2024 predikce
Pšenice (kg/os)	Simple	2,68	0,03	4,49	119,4	119,4
Žito (kg/os)	MLP	6,16	7,12	3,05	10,4	10,3
Kukuřice (kg/os)	Damped trend	8,20	5,82	3,65	1,9	2,0
Ostatní obiloviny (kg/os)	(1,0,0) t, c, t_{2010}	7,24	32,3	22,25	2,7	2,8
Rýže (kg/os)	(0,0,0) t, c, t_{2010}	6,23	10,71	12,4	8,5	8,8
Luštěniny (kg/os)	Damped trend	4,06	2,44	14,94	3,7	3,9
Brambory (kg/os)	MLP	2,05	1,07	3,18	68,4	68,8
Ovoce celkem (kg/os)	(1,0,0) t, c	2,96	3,42	2,22	88,1	88,8
Ovoce mírného pásma (kg/os)	Holt	5,19	0,73	1,73	50,9	51,2
Zelenina (kg/os)	MLP	2,06	0,95	6,66	91,8	92,8
Cukr (kg/os)	Holt	3,82	2,14	5,41	36,7	36,5
Maso celkem (kg/os)	(0,0,0) t, c, t_{2014}	1,47	4,04	2,08	86,0	86,9
Vepřové maso (kg/os)	MLP	1,49	2,64	1,65	44,1	44,1
Hovězí maso (kg/os)	MLP	3,84	3,52	4,61	9,4	9,5
Drůbeží maso (kg/os)	MLP	2,24	6,65	3,02	28,8	28,8
Králíčí maso (kg/os)	MLP	4,32	3,28	3,52	0,6	0,6
Mléko konzumní (l/os)	(0,0,0) t, c, t_{1997}	3,09	1,00	0,87	57,2	57,2
Vejce (ks/os)	(0,0,0) t, c, t_{2004}	3,78	7,78	4,79	248	248

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Přestože spotřeba na obyvatele je intenzitním ukazatelem, tak na rozdíl od hektarových výnosů lze téměř u všech druhů potravin identifikovat strukturální změnu ve spotřebě (viz příloha 41). Model zahrnující lokální trend byl nejúčinnější celkem u pěti časových řad. V pěti případech byly použity modely exponenciálního vyrovnávání a jako nejvhodnější se prokázaly modely neuronových sítí, jež byly použity celkem sedmkrát. Z výsledků v tabulce 43 je dále zřetelné, že s výjimkou ostatních obilovin dosahují jednotlivé modely dle zvolených kritérií dobrých výsledků a z hlediska modelování i predikce je lze považovat za vhodné. Podrobné výsledky jsou uvedeny v přílohách 38-42.

Tabulka 44: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady spotřeby potravin na obyvatele

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely		3	2	
○ Kvadratický trend		2	2	
○ Logaritmický trend		1		
Modely exponenciálního vyrovnávání	2	7	7	5
○ Simple	1	2	1	1
○ Holt		2	3	2
○ Damped trend	1	3	3	2
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	5	3	5	6
○ Deterministický trend	1			1
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	4	3	5	5
Neuronová síť typu MLP	11	5	4	7

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

Tabulka 44 uvádí počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady intenzitního ukazatele spotřeby potravin na obyvatele. Pro modelování a predikci časový řad spotřeby lze za nejúčinnější považovat modely neuronových sítí, modely Boxe-Jenkinse včetně modelů se strukturálními zlomy a modely exponenciálního vyrovnávání. Klasické analytické modely v porovnání s ostatními použitými metodami opět neuspěly a jako vhodné se osvědčily pouze ve třech případech z hlediska relativní chyby prognózy a ve dvou případech z hlediska Theilova koeficientu nesouladu. Z tabulky 45 je zároveň zřejmé, že tento rozdíl je statisticky významný pouze ve výsledcích hodnoty MAPE, kde trendové funkce neobstály v porovnání s modely se

strukturálními zlomy a neuronovými sítěmi. V hodnotách MAPE byl prokázán významný rozdíl také mezi modely exponenciálního vyrovnávání a modely neuronových sítí. Před Bonferroniho korekcí byl tento rozdíl zřejmý také mezi modely exponenciálního vyrovnávání a modely zahrnujícími strukturální změny. Úpravou se však tento rozdíl prokázal jako statisticky nevýznamný. Mezi výsledky ostatních hodnocených kritérií a jejich váženého průměru nebyl Friedmanovým testem na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ prokázán statisticky významný rozdíl mezi jednotlivými metodami.

Tabulka 45: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady spotřeby potravin na obyvatele

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	27,067 0,0000	H ₁	TF x BJ+SC TF x NN ES x NN	0,001 0,000 0,009
Relativní chyba prognózy	0,256 0,968	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T _H	5,581 0,134	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	4,600 0,204	H ₀ nelze zamítnout	-	-

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2023)

5.3 Srovnání použitých přístupů k modelování a predikci časových řad

Následující část práce se zaměřuje na srovnání použitých přístupů k modelování a predikci časových řad, tedy klasických analytických modelů, modelů exponenciálního vyrovnávání, modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy a modelů neuronových sítí typu MLP. Hodnoceny jsou rozdíly v použitých metodách u všech dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů celkem a dále v rámci extenzitních a intenzitních ukazatelů a ukazatelů rostlinné a živočišné produkce. Cílem je posoudit kvalitu modelování a predikce jednotlivých přístupů a identifikovat, které metody poskytují nejlepší výsledky. Důraz je kladen na porovnání schopnosti výkonu těchto metod na základě zvolených kritérií, což pomůže v určení nejvhodnějších přístupů k analýze a predikci časových řad v závislosti na jejich charakteristikách.

Tabulka 46: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro všechny analyzované časové řady

	MAPE	Relativní chyba prognózy	Theilův koeficient nesouladu T_H	Počet zvolených modelů
Klasické analytické modely	11	25	15	9
○ Konstantní trend	1	1		1
○ Lineární trend	4	1	5	
○ Kvadratický trend	4	14	6	4
○ Exponenciální trend	1	4	1	
○ Logaritmický trend	1	5	3	4
Modely exponenciálního vyrovnávání	5	23	25	21
○ Simple	1	6	2	3
○ Brown	1	1	2	
○ Holt	1	7	13	11
○ Damped trend	2	9	8	7
Modely Boxe-Jenkinse, modely se strukt. zlomy	21	18	29	34
○ Stochastický trend			2	1
○ Stochastický trend se zlomem	2	2	1	2
○ Deterministický trend	1	2		2
○ Deterministický trend se zlomem + lineární trend se zlomem	18	14	26	29
Neuronová síť typu MLP	57	28	25	30

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Tabulka 46 uvádí celkový počet použitých modelů dle jednotlivých metod a dále jejich vhodnost z hlediska jednotlivých kritérií. Z celkového počtu 94 analyzovaných časových řad bylo celkem při modelování a predikci použito 9 klasických analytických

modelů, 21 modelů exponenciálního vyrovnávání, 34 modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy a 30 modelů neuronových sítí typu MLP. Klasické analytické modely a modely exponenciálního vyrovnávání se osvědčily především v rámci extrapolačních kritérií, kdy počet vhodných modelů na základě relativní chyby prognózy a Theilova koeficientu nesouladu byl vyšší než počet vhodných modelů dle MAPE a váženého průměru kritérií. Modely neuronových sítí se osvědčily zejména ve výsledcích interpolačního kritéria MAPE, avšak jejich výsledky v rámci extrapolačních kritérií jsou také velmi dobré. Zároveň je důležité upozornit, že skutečnost, že daný model nebyl z hlediska některého kritéria nejvhodnější neznamena, že vykazoval špatné výsledky. V řadě případů dosahovalo více metod uspokojivých výsledků, což je zřejmé z hodnot Friedmanova testu a Dunnova post-hoc testu. Zároveň by volba výsledného modelu vždy měla být multikriteriální záležitost, založena jak na zvolených kritériích či jejich váženém průměru, tak na verifikaci daného modelu.

Nízké hodnoty MAPE v kombinaci s vyššími hodnotami relativní chyby a Theilova koeficientu nesouladu naznačují, že model dosahuje dobrého průměrného výkonu, ale může mít problémy v jiných aspektech. V případě neuronových sítí takový model může vykazovat známky přetrénování, což znamená, že dobře odhaduje hodnoty na trénovacích datech, ale selhává při aplikaci na nová nebo neznámá data. Dále model může vykazovat průměrně lepší výkon, ale selhávat v určitých obdobích nebo pro specifické hodnoty. Navíc náhlé změny na konci sledovaného období mohou výrazně ovlivnit hodnocení výkonu modelu. Pokud v závěru období dojde k neočekávaným zlomům v datech, např. kvůli změnám zemědělské politiky, klimatickým podmínkám, změnám osevních ploch či náhlým událostem, mohou tyto události ovlivnit modely, které byly trénovány na historických datech, kde tyto změny nebyly přítomné. Přetrénování modelu je často zmírněno použitím validační a testovací množiny, což zajišťuje, že model není pouze přizpůsoben trénovacím datům, ale také funguje dobře na nových, neznámých datech. Riziko přetrénování lze snížit také omezením modelu na menší počet neuronů, čímž je omezena kapacita modelu přizpůsobit se trénovacím datům. Extrapolační kritéria slouží nejen k ověření přetrénování, ale také k posouzení, zda v průběhu času nedošlo ke změně charakteru časové řady. Pokud např. neuronová síť vykazuje výrazně horší výkon na poslední množině v porovnání s jinými modely, není tento model pravděpodobně pro danou časovou řadu vhodný. Pokud jsou však horší výsledky všech modelů, došlo pravděpodobně v aktuálním období k výrazným

změnám, které jsou obtížné pro modelování a předpovědi. V takových případech nelze považovat předpověď řady v tomto období za uspokojivou.

Tabulka 47: Počty použitých modelů dle jednotlivých metod pro vybrané časové řady zemědělských ukazatelů

Časové řady/Modely	TF	ES	BJ + SC	NN
Zemědělské ukazatele celkem	9	21	34	30
Extenzitní ukazatele	8	11	28	19
• Extenzitní ukazatele rostlinné produkce	8	8	15	9
○ Osevní plochy	1	2	4	3
○ Rostlinná produkce dle SZÚ s. c. 1989	5	4	8	3
○ Sklizeň plodin	2	2	3	3
• Extenzitní ukazatele živočišné produkce	0	3	13	10
○ Stavy hospodářských zvířat	0	0	6	2
○ Živočišná produkce dle SZÚ s. c. 1989	0	0	5	6
○ Živočišná výroba	0	3	2	2
Intenzitní ukazatele	1	10	6	11
○ Hektarový výnos	1	5	0	4
○ Spotřeba potravin	0	5	6	7

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network.

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Počet použitých modelů dle hodnocených metod v rámci analyzovaných zemědělských ukazatelů uvádí tabulka 47. Trendové funkce byly použity celkem u 9 časových řad, přičemž 8 z nich patřilo mezi extenzitní ukazatele rostlinné produkce a při modelování a predikci extenzitních ukazatelů živočišné produkce nebyly použity ani v jednom případě. Obdobné je použití modelů exponenciálního vyrovnávání, které se osvědčily především v rámci extenzitních ukazatelů rostlinné produkce, ale také při modelování a predikci ukazatelů intenzitních. Modely neuronových sítí a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy se prokázaly jako účinné napříč všemi hodnocenými zemědělskými ukazateli. Výjimku tvoří pouze časové řady hektarových výnosů, v jejichž modelování a predikci ve výsledném srovnání modelů neobstála Boxova-Jenkinsova metodologie, potažmo modely zachycující strukturální zlomy.

Tabulka 48 zobrazuje hodnoty Friedmanova a Dunnova testu vypočtené na základě všech analyzovaných dlouhodobých časových řad základních zemědělských ukazatelů. Statisticky významný rozdíl mezi jednotlivými použitými přístupy nebyl prokázán pouze ve výsledcích relativní chyby prognózy, jež porovnává pouze jednu skutečnou hodnotu s jednou hodnotou predikovanou. To může zjednodušit hodnocení, ale zároveň nemusí dostatečně odrážet komplexní vzorce v datech. Pokud jsou chyby malé a relativně konzistentní mezi jednotlivými modely nemusí tento ukazatel zachytit drobné rozdíly. Zároveň v daném roce může dojít k neočekávanému výkyvu, např. k propadu sklizně

v důsledku nepříznivých klimatických podmínek, a i za jiných okolností dobrý model bude vykazovat vysoké hodnoty relativní chyby prognózy. Z tohoto důvodu je vhodné hodnotit i další kritéria, případně ve váženém průměru kritérií snížit váhu relativní chyby prognózy.

Tabulka 48: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro všechny analyzované časové řady celkem

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	80,688 0,0000	H_1	TF x NN TF x BJ+SC ES x NN ES x BJ+SC	0,000 0,000 0,000 0,000
Relativní chyba prognózy	2,484 0,478	H_0 nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	18,377 0,0004	H_1	TF x BJ+SC TF x ES TF x NN	0,000 0,029 0,069*
Vážený průměr	26,980 0,0000	H_1	TF x NN TF x BJ+SC ES x NN	0,000 0,000 0,042

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ byl statisticky významný rozdíl mezi použitými přístupy k modelování a predikci časových řad prokázán ve výsledcích kritéria MAPE, Theilova koeficientu nesouladu a ve váženém průměru hodnocených kritérií. V porovnání s modely neuronových sítí a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se zlomy vykazují horší výsledky MAPE trendové funkce a modely exponenciálního vyrovnávání. V rámci hodnot Theilova koeficientu nesouladu je zřejmý rozdíl mezi trendovými funkcemi a ostatními použitými přístupy. Výsledné hodnoty váženého průměru kritérií jsou statisticky významně odlišné mezi trendovými funkcemi na jedné straně a metodologií Boxe-Jenkinse včetně modelů se zlomy a modely neuronových sítí na straně druhé. Odlišné jsou rovněž výsledky modelů exponenciálního vyrovnávání a neuronových sítí.¹⁰ Na základě uvedených výsledků lze konstatovat, že pro modelování a predikci dlouhodobých časových řad základních zemědělských ukazatelů je vhodné použití modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy a modelů

¹⁰ Před zahrnutím Bonferroniho korekce byl statisticky významný rozdíl mezi výsledky váženého průměru také mezi modely exponenciálního vyrovnávání a modely Boxe-Jenkinse včetně modelů se strukturálními zlomy.

neuronových sítí. Použití trendových funkcí lze v tomto kontextu považovat za nejméně vhodnou metodu.

Tabulka 49: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	62,943 0,0000	H ₁	TF x NN TF x BJ+SC ES x NN ES x BJ+SC	0,000 0,000 0,000 0,000
Relativní chyba prognózy	1,722 0,632	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	15,614 0,001	H ₁	TF x BJ+SC TF x NN	0,001 0,068*
Vážený průměr	25,769 0,0000	H ₁	ES x NN TF x NN ES x BJ+SC TF x BJ+SC	0,011 0,000 0,056* 0,001

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Získané výsledky v tabulce 49 hodnotící pouze časové řady extenzitních ukazatelů do jisté míry kopírují výsledky získané v rámci testování všech časových řad. Došlo však k prohloubení rozdílů ve výsledcích váženého průměru mezi modely exponenciálního vyrovnávání a modely Boxe-Jenkinse včetně strukturálních zlomů. Zároveň již nebyl prokázán žádný statisticky významný rozdíl mezi trendovými funkcemi a modely exponenciálního vyrovnávání. Nejvhodnějším přístupem k modelování a predikci časových řad extenzitních ukazatelů jsou modely Boxe-Jenkinse včetně strukturálních zlomů a modely neuronových sítí.

V tabulce 50 a 51 lze rozdíly mezi výsledky jednotlivých metod pozorovat rovněž při rozdělení extenzitních ukazatelů na ukazatele rostlinné produkce a živočišné produkce. Rostlinná produkce v tomto pojetí zahrnuje časové řady osevních ploch, rostlinné produkce dle SZÚ a sklizně jednotlivých plodin. Živočišná produkce představuje časové řady stavů hospodářských zvířat, živočišné produkce dle SZÚ a živočišné výroby.

Tabulka 50: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů rostlinné produkce

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	32,777 0,000	H ₁	TF x NN ES x NN ES x BJ + SC ES x TF	0,027 0,000 0,000 0,060*
Relativní chyba prognózy	2,602 0,457	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T _H	4,676 0,197	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	9,742 0,021	H ₁	ES x NN ES x BJ + SC	0,023 0,099*

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

V rámci ukazatelů rostlinné produkce bylo zjištěno, že v porovnání s modely neuronových sítí a modely Boxe-Jenkinse včetně strukturálních zlomů dosahují horších výsledků modely exponenciálního vyrovnávání. Významný rozdíl je také ve výsledcích MAPE mezi trendovými funkcemi a modely neuronových sítí.

Tabulka 51: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů živočišné produkce

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	40,708 0,000	H ₁	TF x BJ + SC TF x NN ES x BJ + SC ES x NN	0,000 0,000 0,008 0,004
Relativní chyba prognózy	9,437 0,24	H ₁	TF x BJ + SC TF x ES	0,051* 0,082*
Theilův koeficient nesouladu T _H	34,470 0,000	H ₁	TF x ES TF x BJ + SC TF x NN	0,000 0,000 0,000
Vážený průměr	40,392 0,000	H ₁	TF x ES TF x BJ + SC TF x NN	0,000 0,000 0,000

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$, $*\alpha = 0,1$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

Z tabulky 50 naopak vyplývá, že v případě ukazatelů živočišné produkce jsou rozdíly mezi výsledky jednotlivých metod zřetelnější a lze je pozorovat u všech hodnocených kritérií. S výjimkou kritéria MAPE, kde vykazovaly horší výsledky také modely exponenciálního vyrovnávání, je zřejmé, že v porovnání s ostatními hodnocenými modely

vykazují významně horší výsledky klasické analytické modely. Trendové funkce tak nelze pro modelování a predikci ukazatelů živočišné produkce doporučit.

Tabulka 52: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady intenzitních ukazatelů

Kritérium	Friedmanův test p-hodnota	Výsledek testování	Dunnův test	Upravená p-hodnota
MAPE	18,735 0,0003	H ₁	ES x NN TF x NN TF x BJ+BC	0,007 0,001 0,044
Relativní chyba prognózy	0,824 0,844	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Theilův koeficient nesouladu T_H	5,843 0,120	H ₀ nelze zamítnout	-	-
Vážený průměr	3,964 0,265	H ₀ nelze zamítnout	-	-

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network. $\alpha = 0,05$

Zdroj: ČSÚ, vlastní zpracování (2024)

V rámci testování časových řad intenzitních ukazatelů, kam spadají pouze časové řady hektarových výnosů a spotřeby potravin na obyvatele, nejsou rozdíly mezi výsledky jednotlivých použitých metod příliš zřetelné. Friedmanův test neprokázal statisticky významný rozdíl ve výsledných hodnotách relativní chyby prognózy, Theilova koeficientu nesouladu ani váženého průměru kritérií mezi jednotlivými přístupy. Z tabulky 52 vyplývá, že významný rozdíl byl identifikován pouze v hodnotách MAPE a to mezi trendovými funkcemi a modely Boxe-Jenkinse včetně zlomů a dále pak mezi modely neuronových sítí na jedné straně a trendovými funkcemi spolu s modely exponenciálního vyrovnávání na straně druhé. Lze tedy usuzovat, že v rámci časových řad intenzitních ukazatelů mohou všechny analyzované přístupy k modelování a predikci přinést uspokojivé výsledky. V rámci analýzy časových řad hektarových výnosů nebyl s výjimkou cukrovky prokázán pomocí testů stability žádný strukturální zlom. Naopak ve vývoji časových řad spotřeby na obyvatele byly ve většině řad strukturální zlomy detekovány. Vždy je tak vhodné zhodnotit více přístupů na základě několika kritérií a verifikace modelu s ohledem na konkrétní situaci.

Následující schéma 3 obsahuje přehled výsledků práce v podobě nejúčinnější metody, statisticky významných rozdílů ve výsledcích mezi použitými metodami a doporučeného pořadí použití metod pro modelování a predikci analyzovaných časových řad zemědělských ukazatelů.

Schéma 3: Přehled doporučených metod pro modelování a predikci časových řad zemědělských ukazatelů

	Nejúčinnější metoda	Statisticky významný rozdíl mezi výsledky použitých metod	Doporučené pořadí použití
Zemědělské ukazatele celkem	BJ + SC	MAPE: TF x BJ + SC, NN; ES x BJ + SC, NN Theil. koef. nesouladu T_H : TF x ES, BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: TF x BJ + SC, NN; ES x NN	1. BJ + SC 2. NN 3. ES 4. TF
Extenzitní ukazatele	BJ + SC	MAPE: TF x NN, BJ + SC; ES x BJ + SC, NN Theil. koef. nesouladu T_H : TF x BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: TF x BJ + SC, NN; ES x BJ + SC, NN	1. BJ + SC 2. NN 3. ES 4. TF
Extenzitní ukazatele rostlinné produkce	BJ + SC	MAPE: TF x NN; ES x TF, BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: ES x NN, BJ + SC	1. BJ + SC 2. NN 3. TF 4. ES
Osevní plochy	BJ + SC	MAPE: TF x NN, BJ + SC	1. BJ + SC 2. NN 3. ES 4. TF
Rostlinná produkce dle SZÚ s. c. 1989	BJ + SC	MAPE: ES x TF, NN, BJ + SC	1. BJ + SC 2. NN 3. TF 4. ES
Sklizeň plodin	BJ + SC, NN	MAPE: ES x NN Vážený průměr kritérií: ES x NN	1. BJ + SC 2. NN 3. TF 4. ES
Extenzitní ukazatele živočišné produkce	BJ + SC	MAPE: TF x BJ + SC, NN ES x BJ + SC, NN Relativní chyba prognózy: TF x BJ + SC, ES Theil. koef. nesouladu T_H : TF x ES, BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: TF x ES, BJ + SC, NN	1. BJ + SC 2. NN 3. ES 4. TF
Stavy hospodářských zvířat	BJ + SC	MAPE: TF x BJ + SC, NN Relativní chyba prognózy: TF x BJ + SC Vážený průměr kritérií: TF x ES, BJ + SC, NN	1. BJ + SC 2. NN 3. ES 4. TF
Živočišná produkce dle SZÚ s. c. 1989	NN	MAPE: TF x BJ + SC, NN; ES x NN Theil. koef. nesouladu T_H : TF x ES, BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: TF x BJ + SC, NN	1. NN 2. BJ + SC 3. ES 4. TF
Živočišná výroba	ES	MAPE: TF x BJ + SC Theil. koef. nesouladu T_H : TF x ES, BJ + SC, NN Vážený průměr kritérií: TF x ES, BJ + SC, NN	1. ES 2. BJ + SC 3. NN 4. TF
Intenzitní ukazatele	NN	MAPE: TF x BJ + SC, NN; ES x NN	1. NN 2. ES 3. BJ + SC 4. TF
Hektarový výnos	ES	-	1. ES 2. NN 3. TF 4. BJ + SC
Spotřeba potravin	NN	MAPE: TF x BJ + SC; ES x NN	1. NN 2. BJ + SC 3. ES 4. TF

TF = Trend Function, ES = Exponential Smoothing, BJ + SC = Box-Jenkins + Structural Changes, NN = Neural Network.

6 Shrnutí výsledků a diskuse

České zemědělství prochází významnými změnami, které jsou důsledkem kombinace ekonomických, environmentálních a politických faktorů. Modernizace technologií, změny zemědělské politiky, přizpůsobování se evropským a globálním standardům a zvýšený důraz na ekologické postupy mění tradiční zemědělské praktiky a odráží se změnami ve strukturálním a produkčním rozměru zemědělství ČR. Tyto změny mají zásadní dopad také na konkurenceschopnost českých zemědělců, ochranu životního prostředí i rozvoj venkovských oblastí. Cílem práce bylo porovnat efektivitu vybraných statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů a prostřednictvím jejich aplikace zhodnotit dosavadní vývoj v produkčním a strukturálním rozměru zemědělství ČR od roku 1993 až po současnost. Za účelem naplnění tohoto cíle byly zkoumány tři výzkumné hypotézy, jejichž výsledky jsou shrnuty v této kapitole.

Výzkumná hypotéza 1: Struktura zemědělské prvovýroby a zemědělská produkce se v průběhu sledovaného období významně změnily, byla analýzou dat prokázána.

Analýza dlouhodobých trendů ukazuje výrazné změny v osevních plochách jednotlivých plodin. Zatímco podíl pšenice, kukuřice na zrno a řepky na celkové osevní ploše vzrostl, plochy brambor, ječmene a píce na orné půdě klesly. Plochy brambor se snížily na historicky nejnižší hodnotu, a podobně i plochy lnu, žita, ječmene a píce. Uvedená zjištění jsou v souladu se studiemi Procházkové a kol. (2018), Svatošové a kol. (2018) a rovněž s tvrzeními ASZ ČR, která dlouhodobě upozorňuje, že obiloviny a řepka olejka rozhodujícím způsobem formují strukturu rostlinné produkce. Dle předpovědi Malinovského (2021) bude v následujících letech klesat produkce ječmene, ovsa a žita ve prospěch pšenice a kukuřice. Naopak dle vypočtených predikcí na roky 2022 a 2023 lze předpokládat stabilní hodnoty produkce žita a ječmene, mírný pokles produkce pšenice, pokles produkce ovsa a další nárůst produkce kukuřice na zrno. ČR se však bude muset nadále vypořádávat s probíhající klimatickou změnou, jež by se měla v budoucnu projevit v podobě nárůstu průměrné roční teploty a zvýšení početnosti výskytu extrémních teplot. Riziko výskytu dlouhotrvajícího sucha a změny rozložení srážkových událostí se v budoucnu budou projevovat stále častěji. Na tuto skutečnost je nezbytné se adaptovat prostřednictvím různých opatření, kdy se uvažuje o hospodářském využívání méně obvyklých plodin, které mohou lépe snášet projevy klimatické změny. Jedná se zejména o

čirok, který by v oblastech hrozícího sucha a výskytu extrémních teplot mohl nahradit kukuřici (Dvořáček, 2022). Při rozhodování o tom, které plodiny zasít, zvažují zemědělci agronomické faktory, jako střídání plodin a půdní podmínky, dostupnost pracovních sil a strojů, náklady na vstupy, například osivo a hnojiva, očekávané výnosy, vývoj klimatických podmínek a politické pobídky či omezení. Všechny tyto faktory mají vliv na rozhodnutí o struktuře a produkci konkrétních plodin v jednotlivých letech (Eurostat, 2022).

Brambory byly na území ČR vždy tradičně pěstovanou plodinou a ze strany MZe ČR je proto vyvíjena snaha, aby takovou plodinou zůstaly. Pěstitelům brambor je poskytována dobrovolná podpora vázaná na produkci a příspěvky určené na uvádění na trh zemědělských produktů a na investice do zemědělských podniků, např. na výstavbu a rekonstrukci skladů brambor. Z národních zdrojů lze čerpat příspěvky například na výzkumná pracoviště, šlechtitelské stanice nebo ozdravování plodin. Strategie resortu do roku 2030 počítá s rozvojem sektoru brambor, do kterého za tímto účelem směřují i výše zmíněné podpory. Dle této strategie by mělo dojít k nárůstu ploch brambor a zlepšení negativní bilance zahraničního obchodu s bramborami (Jurečka, 2017). Brambory spolu s cukrovou řepou, vybranými druhy ovoce a zeleniny, chmelem a bílkovinnými plodinami patří mezi citlivé sektory, které jsou podporovány ze zdrojů EU prostřednictvím dobrovolné podpory vázané na produkci. Tato odvětví čelí určitým obtížím a přitom jsou obzvláště důležitá z hospodářských, sociálních nebo environmentálních důvodů (MZe, 2021). Z provedených analýz je zřejmé, že ačkoliv došlo ke zpomalení poklesu pěstebních ploch brambor, klesla jejich plocha v roce 2023 na svou historicky nejnižší úroveň a zavedená opatření tak nevykazují očekávaný efekt. Zpomalení průměrného tempa úbytku ploch brambor bylo prokázáno již ve dřívější studii zaměřené na význam trhu brambor v ČR v porovnání s vybranými státy EU. Prokázána byla rovněž vysoká závislost mezi výší sklizně a spotřebitelskou cenou konzumních brambor. Nižší a nepřímá závislost byla dále prokázána mezi spotřebitelskou cenou konzumních brambor a množstvím spotřeby. Z hlediska hektarových výnosů brambor se ČR pohybuje okolo průměru až nad průměrem hektarových výnosů EU, např. spolu s Rakouskem, Irskem, Slovinskem či Itálií. Naopak nejvyšších hektarových výnosů brambor dosahuje např. Belgie, Francie a Německo (Žovincová, 2019). Dle Eurostatu (2022) jsou brambory pěstovány na ploše 1,4 mil. ha a hlavními producenty jsou Německo, Francie, Nizozemsko, Polsko a Belgie. Šulc (2018) uvádí, že cena konzumních brambor je ovlivněna výší produkce a obdobím přechodu ze skladovaných pozdních brambor na brambory rané. Vzhledem k nesoběstačnosti ČR ve výrobě brambor je

pro výši spotřebitelské ceny zásadní také situace na zahraničních trzích, podle níž se odvíjí cena dovážených brambor.

Vývoj sklizně v ČR reflektuje interakci mezi vývojem osevních ploch a hektarových výnosů, což zásadně ovlivňují přírodní podmínky, technologický pokrok, politické a ekonomické faktory. Dlouhodobé trendy naznačují zvyšování produktivity, ale také vysokou míru variability a vliv klimatických změn. Pozitivně lze hodnotit, že dlouhodobý trend v hektarových výnosech v ČR vykazuje u většiny plodin rostoucí tendenci, i přes variabilitu způsobenou klimatickými faktory či přítomností nemocí a škůdců. Průměrný pokles hektarových výnosů v průběhu sledovaného období byl patrný pouze u ovsa a luskovin. Tento vývoj odráží modernizaci zemědělských technologií, zlepšení agronomických praktik a pokroky v genetickém inženýrství, jež přispívají k vyšší odolnosti plodin vůči škůdcům a nemocem. I přes zlepšení technologií a metod se vždy budou projevovat tyto vnější vlivy a časové řady hektarových výnosů, obdobně jako sklizně, jsou tak obtížné pro modelování a předpovídání budoucí hodnot.

V evropském zemědělství a potravinářském průmyslu hrají významnou roli luskoviny. Jsou důležitým zdrojem krmiv se středním a vysokým obsahem bílkovin v živočišné výrobě. Jejich pěstování v Evropě přináší environmentální výhody díky lepší úrodnosti půdy, nižší spotřebě hnojiv a rozšíření škály odrůd v osevních postupech. Produkce luskovin také pozitivně ovlivňuje biologickou rozmanitost v zemědělské krajině a přispívá ke zmírnění změny klimatu. Dle Jensena a kol. (2021) má EU v současné době nedostatek bílkovinných krmiv a je značně závislá na dovozu z USA a Latinské Ameriky, aby udržela domácí živočišnou výrobu. Po výrazném poklesu ploch luštěnin v letech 1993-2013 tak lze pozitivně hodnotit jejich následné rozšiřování a oživení produkce luštěnin v ČR.

Rostoucí trend vykazovaly osevní plochy a produkce řepky, zejména v důsledku směrnice Evropského parlamentu a Rady č. 2003/30/ES, která stanovila povinnost přimíchávat biosložky do pohonných hmot, což vedlo k významnému nárůstu poptávky po semenech řepky olejky. Po roce 2012 docházelo k průměrnému ročnímu poklesu ploch řepky, které však zůstávají nadále vysoké. Do roku 2030 mají členské státy EU povinnost zajistit podíl obnovitelných zdrojů energie ve výši alespoň 14% v sektoru dopravy. Přes zrušení povinnosti přimíchávání biopaliv do pohonných hmot k 1. červenci 2022 zůstává tento přístup jedním z nejjednodušších a nejvýhodnějších.

Patrný je rovněž dlouhodobý pokles stavů hospodářských zvířat, přičemž jedinou výjimkou jsou koně, jejichž stavy mírně rostou. Největší úbytek postihl stavy prasat a skotu,

zatímco u drůbeže je pokles pozvolnější. Tento trend odráží změny v zemědělské produkci a preference v chovu hospodářských zvířat. V důsledku toho prošla v analyzovaném období živočišná výroba v ČR značnými změnami, které odrážejí jak strukturální transformace, tak vliv vnějších faktorů. Dlouhodobý pokles zaznamenala produkce hovězího masa, což bylo způsobeno převážně úbytkem stavů skotu. V závěru sledovaného období je však patrné, že v odvětví skotu dochází ke stabilizaci, což je vzhledem k dlouhodobé soběstačnosti ČR v produkci hovězího masa pozitivní ukazatel. V produkci mléka byl v letech 1993-1997 evidován značný propad z důvodu poklesu stavů dojníc. Následovalo období stabilizace a po roce 2010 opětovný nárůst produkce mléka, jež byl ovlivněn rovněž vyplácenými podporami. Významný vliv na produkci mléka mělo rovněž zavedení kvót na mléko v roce 1984, k jejichž zrušení došlo v roce 2015. Naopak produkce drůbežího masa vykazovala rostoucí tendenci a díky rychlosti reprodukce, nižším nákladům na chov a rostoucí spotřebě se drůbež stala klíčovou součástí živočišné výroby. I přes nárůst produkce drůbežího masa není ČR v jeho produkci plně soběstačná.

Vzhledem k výraznému poklesu stavů prasat, které průměrně klesaly o 3,94 % ročně, se ČR stala dlouhodobě nesoběstačnou v jejich produkci. V reakci na tuto situaci byla stanovena cílová soběstačnost na úrovni 80 % do roku 2030, přičemž byla zavedena opatření na podporu domácí produkce prasat. Z výsledků práce je zřejmé, že situaci v sektoru prasat se nedaří stabilizovat, natož zlepšit, a dochází k dalšímu prohlubování úrovně soběstačnosti v produkci vepřového masa, jež v roce 2022 dosahovala historicky nejnižší úrovně 48,2%. Odvětví chovu prasat se tak vypořádává s vážnými problémy, jež jsou výsledkem souhrnu mnoha negativních faktorů. Mezi tyto faktory lze zařadit opatření v návaznosti na onemocnění COVID-19, zpomalení vývozu do Číny, pokračující šíření afrického moru prasat do dalších zemí EU a rostoucí výrobní náklady. Situace na Ukrajině ovlivňuje ceny základních obilovin, jež atakují rekordní hodnoty i na trhu odběratelů. Dražší krmné komponenty, které představují významnou část výdajů zemědělců, mají vliv na ziskovost a životaschopnost zemědělských podniků. Rostoucí ceny zasahují především chovatele prasat, výroba masa se stává neefektivní a dostala se již pod hranici rentability. Ačkoliv počty prasat a prasnic vykazují dlouhodobě klesající tendenci, lze vzhledem ke kvalitní a intenzivní šlechtitelské práci pozitivně hodnotit pokračující trend zvyšování reprodukčních ukazatelů. Uvedené výsledky jsou v souladu s výsledky Procházkové a kol. (2018), Svatošové a kol. (2018) či Karbana a Nebeské (2023).

Významné změny ve struktuře zemědělské prvovýroby a ve vývoji zemědělské produkce jsou zřejmé rovněž z detekovaných strukturálních zlomů. S výjimkou časových řad hektarových výnosů, u nichž byla změna trendu nalezena pouze u časové řady cukrovky, byl u většiny časových řad analyzovaných zemědělských ukazatelů identifikován zlom v průběhu časové řady. Zlomy v časových řadách souvisí zejména se zemědělskou politikou a dotacemi, kdy změny v zemědělských subvencích, dotacích či regulacích mohou výrazně ovlivnit strukturu a úroveň produkce. Politické a legislativní změny ovlivňující zemědělskou činnost mají vliv na vývoj dané časové řady. Z provedených analýz je zřejmé, že zejména období okolo vstupu ČR do EU představovalo významný zlom pro české zemědělství a řadu komodit. Dopady SZP na strukturální a produkční rozměr českého zemědělství se zabývá řada autorů. Foltýn a kol. (2008) se zabývá dopady agrární politiky na vybrané zemědělské komodity před a po vstupu ČR do EU. Baun a kol. (2009) hodnotí účinky SZP EU na příkladu ČR. Řezbová a Tomšík (2012) vyhodnocují dopady agrární politiky v sektoru chovu skotu v ČR. Věžník a kol. (2016) rovněž hodnotí změny v českém zemědělství po vstupu do EU. Dále se Věžník a kol. (2017) zabývají dopady SZP EU na živočišnou výrobu v České a Slovenské republice. Foltýn a kol. (2008) a Vaněk a Bečvářová (2021) věnují pozornost také opatřením SZP, která upravovala produkční kvóty a výrobu cukru v EU, jejichž zavedení i ukončení výrazně ovlivnilo vývoj produkčních ploch a produkci cukrové řepy v průběhu sledovaného období. Foltýn a kol. (2008) hodnotí rovněž rentabilitu jednotlivých komodit, přičemž rentabilita s podporami v období po vstupu ČR do EU vykazovala zlepšení u všech sledovaných komodit, přesto stále přetrvávala záporná rentabilita výkrmu skotu a prasat.

Tito autoři potvrzují, že české zemědělství prochází v souvislosti se SZP výraznými a mnohdy negativními změnami, kdy zejména po vstupu ČR do EU dochází ke změnám ve struktuře a produkci základních zemědělských komodit a ve využívání zemědělské půdy. Dotační tituly se zaměřují na ohleduplnější a ekologičtější využívání půdního fondu, jehož struktura se zásadně mění. Pokrok v oblasti precizního zemědělství, který zahrnuje inovace a technologie pro udržitelnost a efektivitu, je rovněž stále důležitější. Podpora precizního zemědělství a digitalizace v rámci SZP přispívá k tomu, že moderní zemědělské postupy mohou lépe reagovat na výzvy, jako jsou klimatické změny a rostoucí poptávka po potravinách (Grad a kol., 2014; MZe, 2023). Tyto trendy ukazují na dlouhodobý posun směrem k vyšší konkurenceschopnosti a udržitelnosti v českém i evropském zemědělství.

Právě tyto změny mohou samostatně či v kombinaci působit na vývoj analyzované časové řady a zapříčinit zlomy či změny v historických trendech.

Obdobné změny lze pozorovat i v ostatních členských státech EU. Dle Takács-György a Takács (2012) pokračuje dlouhodobý trend poklesu zemědělských ploch v EU a nadále roste podíl obilovin ve výrobní struktuře, což je v rozporu s původním cílem SZP snížit nadprodukcii. Omezená diverzifikace plodin v nových členských státech EU má negativní dopady na životní prostředí. Z výsledků Némethové a kol. (2014) je zřejmé, že dopady SZP EU se na zemědělství Slovenska projeví obdobným způsobem jako na zemědělství ČR. Došlo ke změnám ve využití zemědělské půdy, počtu a struktuře zemědělských pracovníků, organizační struktuře zemědělských podniků, osevních plochách hlavních plodin i ve stavech hospodářských zvířat. Situaci na Slovensku se zabývá řada autorů, např. Urbánová (2016), Božík (2011), Pokrivcák a Tóth (2016) a Rumanovská (2016), přičemž z uvedených studií je zřejmé, že vývoj na Slovensku je do určité míry podobný vývoji v ČR. Dopady opatření SZP EU ve vybraných členských státech EU se dále zabývají Areal a kol. (2007), Ungureanu a kol. (2011), Sterghiu a kol. (2014), Vlad a Done (2014), Ciliberti a Frascarelli (2015), Tluczak (2016), Kurz (2017), Wrzaszcz (2018), Stacherzak a kol. (2019), Grgic a kol. (2019).

Strukturální a produkční změny v zemědělství mají zásadní vliv na úroveň soběstačnosti jednotlivých komodit, přičemž závažnost těchto změn je výrazně ovlivněna aktuálním stavem soběstačnosti dané komodity. Je důležité rozlišovat mezi poklesem produkce komodity, u které země stále udržuje přijatelnou úroveň soběstačnosti, a poklesem produkce komodity, u které je soběstačnost již hluboko pod přijatelnou úrovní. V prvním případě pokles produkce nemusí mít zásadní dopad na domácí zásobování, zatímco ve druhém případě může pokles produkce dramaticky zvýšit závislost na dovozu a prohloubit problémy s pokrytím domácí poptávky. Úroveň soběstačnosti je tak potřeba chápat jako klíčový ukazatel pro hodnocení vlivu strukturálních a produkčních změn na zabezpečení potravinové nabídky a formulaci adekvátních strategií pro zemědělskou politiku.

V období vstupu ČR do EU bylo zřejmé, že produkční možnosti našeho zemědělství jsou vyšší než dosahovaná úroveň výroby. V porovnání s průměrem EU-15 dosahuje ČR vyšší výměry zemědělské a orné půdy na obyvatele a z tohoto hlediska by měla být schopna se uživit. Druhou stranou je však konkurenceschopnost naší produkce, jak z hlediska výrobních nákladů, tak z hlediska jakosti. Postupující liberalizace světového agrárního obchodu učinila z produkčních možností ČR významnou prioritu (Tvrdoň a kol., 2005).

V roce 2022 produkční možnosti našeho zemědělství stále přesahují dosahovanou úroveň produkce a ve struktuře spotřeby v základních komoditách je ČR soběstačná ze 77%, což lze vzhledem ke geografické poloze i zemědělské tradici považovat za negativní ukazatel. Z výsledků je zřejmé, že nepříznivá je situace právě v chovu prasat a pěstování brambor, případně v chovu drůbeže.

Otázka potravinové bezpečnosti je velmi aktuální strategickou otázkou, jelikož dostatečné zásobování potravinami je zásadní faktor národní bezpečnosti pro případ přírodních katastrof, válečných či obchodních konfliktů, epidemií apod. Vzhledem k pěstebním podmínkám v ČR bychom v řadě komodit mohli být podstatně méně závislí na dovozech a méně zranitelní a ovlivňovaní cenovou tvorbou na zahraničních trzích. Úroveň soběstačnosti je strategickou otázkou pro veškerou prvovýrobu potravin. Je zřejmé, že ČR nikdy nebude zcela soběstačná, ať už z klimatických nebo kapacitních důvodů. Spotřebitelé si zvykli konzumovat čerstvou zeleninu i v zimním období, kdy ji v ČR nelze vypěstovat a poptávka je pokryta zbožím z dovozu. Zelenina z dovozu však tvoří velkou část nabídky i v době, kdy je možné obchody zásobit tuzemským zbožím (Karban a Nebeská, 2023). Nízká potravinová soběstačnost může nejen negativně ovlivnit cenovou stabilitu a bezpečnost potravin, ale omezení zemědělské výroby má negativní dopady i z ekologického a environmentálního hlediska a celkově i na rozvoj venkova. Ze strany MZe ČR je na základě Strategie resortu s výhledem do roku 2030 věnována pozornost potravinové soběstačnosti, a to především podpoře živočišné výroby a pěstování zeleniny, brambor a ovoce.

Radikální změny ve spotřebě potravin vznikly zejména v důsledku rozšíření nabídky potravinářských výrobků spojených s příchodem nadnárodních obchodních společností, procesem globalizace, zvyšujícím se zájmem o zdravý životní styl, změnami ve vývoji příjmů obyvatelstva, rozšířením a strukturálními změnami v rámci distribučních sítí a zvýšením konkurence v rámci společného potravinového a zemědělského trhu EU. Snížila se spotřeba tradičních českých potravin a především u vepřového masa, brambor a zeleniny došlo k prudkému poklesu soběstačnosti, a to i přes příznivé půdní a klimatické podmínky pro jejich produkci v ČR. Rozdíly v živočišné výrobě do značné míry korelují se změnami v zemědělské výrobě, ale změnil se samozřejmě i objem živočišných produktů potřebných pro uspokojení domácí spotřeby. Z hlediska úrovně soběstačnosti v základních potravinách byla dle Svatošové a kol. (2018) ČR v roce 2016 plně soběstačná v komoditách obilovin, mléka, hovězího masa a cukru. Velmi nízká byla úroveň soběstačnosti u vepřového masa, která v roce 2016 činila pouze 55,2%, a dále u drůbežního masa a vajec. Dle provedených

analýz jsou uvedené výsledky stále aktuální, nepříznivá situace v sektoru prasat se však ještě prohloubila.

Ve spotřebě masa lze sledovat dva geograficky podmíněné trendy. Zatímco v rozvinutých zemích spotřeba masa klesá, tak v rozvojových zemích spotřeba masa naopak roste. ČR tak vzhledem k vývoji spotřeby masa patří mezi vyspělé ekonomiky, kde spotřeba masa klesá nebo stagnuje. Mezi hlavní důvody patří především ochrana zvířat, zdravotní důvody nebo ochrana planety. Celková spotřeba masa v ČR vykazuje stabilní hodnotu, která by měla i nadále přetrvávat. Zároveň lze v poslední době ve vyspělých zemích pozorovat řadu aktivit a kroků, které zdůrazňují výhody zdravého životního stylu a zdravé výživy, k nimž patří i rozumná konzumace masa. Stále více spotřebitelů také upřednostňuje kvalitu masa, například nákupem masa od farmářů či v bio kvalitě, a to i za vyšší cenu. Z analýzy Šrédla a kol. (2021) dále vyplývá, že v případě vepřového masa není cena rozhodujícím faktorem, který by spotřebitele nutil měnit své návyky. Jedná se právě o rostoucí zájem o zdravý životní styl, jehož součástí je zdravá a vyvážená strava. Socioekonomický aspekt udržitelného rozvoje živočišné výroby v ČR je dán především vztahem mezi výrobou a spotřebou masa, přičemž hlavní vlivy na spotřebu masa mají nové trendy ve spotřebě a výkyvy tržních cen této komodity. Udržitelný rozvoj živočišné výroby dále ovlivňují významné environmentální faktory, jako je vysoká spotřeba vody při výrobě masa, emise skleníkových plynů a potenciál globálního oteplování.

Úroveň soběstačnosti ČR v základních zemědělských komoditách či vývojem základních zemědělských ukazatelů se dále zabývají Procházková a kol. (2016), Svatošová a kol. (2018), Slaboch a kol. (2018), Dymák a kol. (2017). Situace v oblasti živočišné výroby je předmětem studií Vodičkové (2024), Gebeltové (2012), Štolcové a Homolky (2012), Náglové a Horákové (2016), Procházký a Svatoše (2018), Řezbové a Tomšíka (2012) a Nevečeřalové (2022), přičemž výsledky uvedených studií jsou v souladu s výsledky této práce.

Výzkumná hypotéza 2: Velikost podniku významně ovlivňuje strukturu rostlinné a živočišné produkce v ČR, byla analýzou dat potvrzena.

Práce se dále zabývala hodnocením vlivu velikosti zemědělských podniků na strukturu rostlinné a živočišné produkce v ČR. Z provedených analýz vyplývá, že u malých podniků je podíl řepky několikanásobně nižší než u velkých a velmi velkých podniků. Naopak ječmen a brambory dosahují nejvyššího podílu u malých podniků. Tato skutečnost souvisí se zjištěními Procházkové a kol. (2016), podle kterých ustupuje pěstování žita,

ječmene a brambor, jež převažují právě ve struktuře malých podniků. Naopak se z dlouhodobého hlediska rozšiřují plochy řepky a technických plodin, jejichž sklizňové plochy dosahují vyšších podílů u velmi velkých a velkých podniků. Uvedená skutečnost rovněž souvisí s nízkou mírou soběstačnosti brambor (Svatošová a kol., 2018).

Velikost zemědělských podniků ovlivňuje řada faktorů (Janovská a kol., 2017). Jedním z nich je prokazatelně struktura rostlinné produkce. Pomocí Kruskalova-Wallisova testu byl prokázán statisticky významný rozdíl ve velikosti podílů pěstovaných plodin mezi jednotlivými velikostními skupinami podniků v ČR. Metodou mnohonásobného porovnávání byl zjištěn statisticky významný rozdíl převážně mezi podniky malé velikosti a podniky velké a velmi velké velikosti. Obdobným směrem se ubírají i zjištění Janovské a kol. (2017), podle nichž je významná souvislost mezi produkcí pšenice a velikostí zemědělského podniku v evropském měřítku. Nejvýznamnější rozdíly jsou zaznamenány mezi nejmenšími a největšími podniky především u ječmene, ovsa, kukuřice, brambor, cukrové řepy a řepky. Významný rozdíl je i v případě středních a velmi velkých podniků u pšenice, ovsa, kukuřice, cukrové řepy a hořčice. Naopak jediné rozdíly mezi blízkými kategoriemi jsou mezi malými a středními podniky pěstujícími hořčici a mezi velkými a velmi velkými podniky pěstujícími mák.

Velikost podniků ovlivňuje také velikost podílu dobytčích jednotek v jednotlivých kategoriích zvířat, potažmo strukturu živočišné produkce. Statisticky významné rozdíly v podílu dobytčích jednotek jsou patrné převážně mezi malými a středními podniky na jedné straně a mezi velmi velkými podniky na straně druhé. Zatímco v malých, středních a velkých podnicích zaujímá dominantní podíl ostatní skot, tak velmi velké podniky dosahují vyrovnanějších podílů ve všech kategoriích. Velmi velké podniky mají v porovnání s ostatními velikostními skupinami výrazně vyšší podíl dojníc, prasat a drůbeže. Vzhledem k nízké úrovni soběstačnosti v produkci prasat je nutné podporovat jejich produkci ve všech velikostních skupinách, aby podporou malých podniků nedošlo k dalšímu poklesu produkce prasat. Je zřejmé, že v případě rostlinné produkce mají z hlediska podílu u malých podniků vyšší zastoupení plodiny, v jejichž produkci není ČR soběstačná. V případě živočišné produkce je tomu naopak a podíl prasat a drůbeže, tedy komodit, v nichž je ČR nesoběstačná, je nejvyšší u velmi velkých podniků. To může být dalším impulsem při definování opatření zemědělské politiky, stejně jako vliv velikosti podniku na strukturu rostlinné produkce. Nově má jít v ČR na redistribuční platby zvýhodňující malé podniky 23%, což by dle kritiků mohlo mít dopad na podniky střední velikosti (Lososová a Zdeněk, 2023). Lze očekávat

administrativní rozdělení velkých podniků na menší. Výsledkem tak bude spíše vyšší počet podniků a pokles jejich velikosti než změna struktury produkce. Zároveň v této souvislosti opět vyvstává otázka, zda by pro úhradu dotací nebyla lepším ukazatelem standardní produkce než využívaná zemědělská plocha, jak uvádí Janovská a kol. (2017). Úroveň produkce, potažmo soběstačnosti, zejména u komodit neregulovaných opatřeními zemědělské politiky, lze do značné míry spojit s dosaženou úrovní jejich souhrnné rentability a s konkurenceschopností navazujících zpracovatelských odvětví (Procházková a kol., 2018). Zároveň nejmenší výrobci zaostávají za největšími v důsledku efektu rozsahu (Čechura a kol., 2022).

Doposud byla s ohledem na velikost zemědělských podniků hodnocena především biologická rozmanitost (Ricciardi a kol., 2021), produkce pšenice (Janovská a kol., 2017; Skalicky a kol., 2021), dopad dotací na zemědělskou diverzitu (Žáková Kroupová a kol., 2023), dopad dotací na efektivnosti zemědělského podniku (Staniszewski a Borychowski, 2020) a efektivita a produktivita (Čechura a kol., 2022; Svobodová a kol., 2022), které jsou u podniků s vysokou ekonomickou velikostí podstatně vyšší než u malých a středních podniků a z hlediska celkového růstu produktivity je politická podpora malých podniků kompromisem. Z jednotlivých studií je zřejmé, že neexistuje jednotný názor na problematiku velikosti zemědělských podniků. Značné rozdíly ve struktuře produkce dle velikosti zemědělských podniků jsou dalším ukazatelem, kterému by měla být věnována pozornost a na který by rovněž měla cílit opatření SZP. V porovnání s ostatními členskými státy EU disponuje Česká republika a Slovensko největší rozlohou farem (Urbánová a kol., 2018) a je tedy zřejmé, že právě velké farmy značně ovlivňují strukturu rostlinné a živočišné produkce.

Je důležité zmínit, že ve struktuře výroby a velikosti zemědělských podniků hraje roli mnoho dalších faktorů, které již byly předmětem některých studií, případně vytváří prostor pro další zkoumání. V souvislosti se strukturou zemědělské produkce a velikostí zemědělských podniků jsou dalšími oblastmi zájmu úroveň produkce, soběstačnost, regulační opatření pro jednotlivé komodity, ziskovost a konkurenceschopnost navazujících zpracovatelských odvětví.

Výzkumná hypotéza 3: Mezi výsledky zvolených přístupů k modelování a predikci časových řad je statisticky významný rozdíl, byla analýzou dat potvrzena.

Hodnoceny byly rozdíly mezi výsledky metod běžně užívaných, mezi které lze zařadit klasické analytické modely a modely exponenciálního vyrovnávání, metod méně užívaných, zahrnující Boxovu-Jenkinsovu metodologii a strukturální změny, a metod zřídka aplikovaných, jež vzhledem k charakteru dat představují neuronové sítě. Tento přístup umožňuje komplexní porovnání různých metod a poskytuje hlubší vhled do jejich účinnosti a přizpůsobivosti v rámci jednotlivých zemědělských ukazatelů. Zároveň umožňuje identifikovat nejvhodnější metody pro konkrétní časové řady, čímž poskytuje schopnost opakovatelnosti a aplikovatelnosti v obdobných situacích.

Z výsledků práce je zřejmé, že pro modelování dlouhodobých časových řad základních zemědělských ukazatelů jsou účinné modely neuronových sítí a modely zahrnující Boxovu-Jenkinsovu metodologii a strukturální změny, jejichž přítomnost byla potvrzena pomocí Chowova testu. Naopak trendové funkce a modely exponenciálního vyrovnávání vykazují horší výkonnost při modelování a predikci sledovaných ukazatelů, především ukazatelů extenzitních. Právě v uvedených případech jsou modely neuronových sítí a modely Boxe-Jenkinse včetně modelů se strukturálními zlomy nejen účinnější, ale zároveň poskytují v rámci většiny hodnocených kritérií či jejich váženém průměru statisticky lepší výsledky než trendové funkce a modely exponenciálního vyrovnávání. Rozdíly jsou patrné také při rozdělení extenzitních ukazatelů na ukazatele rostlinné a živočišné produkce. Zatímco v rámci extenzitních ukazatelů živočišné produkce poskytují statisticky významně horší výsledky trendové funkce v porovnání s ostatními metodami, tak v případě extenzitních ukazatelů rostlinné produkce vykazují horší výsledky modely exponenciálního vyrovnávání.

Celkem bylo při modelování a predikci použito 9 klasických analytických modelů, 21 modelů exponenciálního vyrovnávání, 34 modelů vycházejících z Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy a 30 modelů neuronových sítí typu MLP. Klasické analytické modely a modely exponenciálního vyrovnávání se osvědčily především v rámci extrapoláčních kritérií, zatímco modely neuronových sítí dosáhly nejlepších výsledků zejména v interpolačním kritériu MAPE. Nicméně jejich výsledky v extrapoláčních kritériích byly rovněž velmi dobré. Je však důležité zdůraznit, že skutečnost, že daný model nebyl nejvhodnější z hlediska určitého kritéria, neznamená, že nepodával dobré výsledky. V mnoha případech vykazovalo více metod uspokojivé výsledky, což

potvrzují výsledky Friedmanova testu a Dunnova post-hoc testu. Volba výsledného modelu by měla být vždy multikriteriálním rozhodnutím, založeným nejen na zvolených kritériích či jejich váženém průměru, ale i na důkladné verifikaci daného modelu.

Z výsledků analýzy vyplývá, že uživatel může s ohledem na své znalosti a dostupný statistický software zvolit i ty metody, mezi jejichž výsledky Friedmanův test neprokázal statisticky významné rozdíly. To znamená, že i když některé metody nemusí být dle vybraných kritérií nejúčinnější, stále poskytují srovnatelné a spolehlivé výsledky. Uživatel má tedy možnost volby mezi těmito metodami bez výrazného rizika zhoršení kvality predikcí, což umožňuje flexibilnější přístup k modelování.

Schopnost modelů efektivně zachytit vzorce v datech může komplikovat vysoká variabilita a náhlé změny v časových řadách. V takových případech mohou složitější modely, které jsou navrženy k zachycení komplexních vzorců, čelit problémům při interpretaci těchto nečekaných výkyvů. Když časové řady obsahují značné výkyvy a náhlé změny, složitě modely jako neuronové sítě a Boxova-Jenkinsova metodologie nemusí vždy úspěšně odhalit jasné vzorce a trendy. Naopak u stabilnějších časových řad vykazujících méně náhlých změn mohou tyto složitě modely vykazovat lepší výkon a přesnější predikce, protože mají jasnější vzorce k modelování. Z toho důvodu i když složitější modely mohou teoreticky nabídnout lepší přizpůsobení datům, jejich efektivita může být omezena, zejména pokud data obsahují značné a nečekané výkyvy překračující schopnosti těchto modelů.

Uvedené rozdíly lze pozorovat na výsledcích jednotlivých modelů časových řad, zejména při porovnání extenzitních a intenzitních ukazatelů a při porovnání ukazatelů rostlinné a živočišné produkce. Zatímco u extenzitních ukazatelů jsou rozdíly mezi výsledky jednotlivých metod výraznější a snadno pozorovatelné, v případě intenzitních ukazatelů, které zahrnují hektarové výnosy a spotřebu potravin na obyvatele, jsou rozdíly méně zřetelné. Intenzitní ukazatele tedy vykazují větší konzistenci napříč použitými metodami, což naznačuje vyšší homogenitu těchto dat. V rámci extenzitních ukazatelů jsou zřetelné rozdíly také při porovnání rostlinné produkce s živočišnou produkcí. Zatímco modely pro rostlinnou produkci vykazují výraznou volatilitu a variabilitu, což může ovlivnit přesnost a stabilitu predikcí, časové řady živočišné produkce se vyznačují stabilnějším průběhem a menšími výkyvy v čase. Tato stabilita zjednodušuje modelování a predikci, jelikož data jsou méně náchylná k náhlým změnám a extrémním hodnotám, čímž se zvyšuje spolehlivost výsledků.

Hodnocením účinnosti různých metod pro modelování a predikci časových řad zemědělských ukazatelů se zabývají například Kehagias a kol. (1998), Šťastný a kol. (2011), Procházková a kol. (2016), Hloušková a kol. (2018), Svatošová a kol. (2018), Malinovský (2021) a Awe a Dias (2022). Dle Malinovského (2021) lze neuronové sítě použít k predikci vývoje určitých typů zemědělských ukazatelů obdobně jako standardní statistické prognostické metody. Dle Awe a Dias (2022) autoregresní umělá neuronová síť vykazuje dokonce lepší výsledky při predikci zemědělské produkce ve srovnání s ARIMA modely a obdobně Šťastný a kol. (2011) považují předpovědi úrovně výnosů plodin získané použitím vícevrstvé neuronové sítě za přesnější v porovnání s nelineárními regresními modely. Autoři Hloušková a kol. (2018) k predikci užívají metody exponenciálního vyrovnávání a metodologii Boxe-Jenkinse. Putíková a kol. (2007), Procházková a kol. (2016) a Svatošová a kol. (2018) pak využívají k predikci trendové funkce a modely exponenciálního vyrovnávání. Obvyklou metrikou k hodnocení výkonnosti modelů v uvedených pracích je MAPE, případně relativní chyba prognózy. Awe a Dias používají kritéria RMSE a MPE.

Žádný z uvedených autorů se však nezabýval hodnocením těchto metod v takovém rozsahu, co do množství ukazatelů a časových řad, tak do množství metod. Zároveň nebyla nalezena studie, která by účinnost metod porovnávala na základě více kritérií a jejich váženého průměru a která by dále hodnotila statisticky významný rozdíl ve výsledcích mezi jednotlivými metodami. Ačkoli lze některou z metod považovat za nejúčinnější, co do počtu použití v rámci analyzovaných časových řad, tak z výsledků práce je zřejmé, že v některých případech mohou i jiné metody přinést dobré výsledky a při volbě metody tak záleží na znalostech uživatele a výpočetním softwaru, který má k dispozici, což je zřejmé v rámci jednotlivých ukazatelů rostlinné výroby a ukazatelů intenzitních. Naopak v případě ukazatelů extenzitních, zejména ukazatelů živočišné výroby, je zřejmé, že mezi použitými metodami existuje statisticky významný rozdíl a měly by tak být použity metody, jež přináší statisticky významně lepší výsledky.

7 Závěr

Sledování výkonnosti evropského zemědělství je nezbytné pro identifikaci dlouhodobých trendů, vývoj prognostických modelů a usnadnění budoucího zlepšování strategií podpory tohoto odvětví a legislativních rámců. Právě vymezením trendů lze přispět k identifikaci komodit, které vyžadují ze strany agrární politiky zvýšenou pozornost. Tímto způsobem je možné posoudit také účinnost nastavených agrárně politických opatření, která by měla podporovat růst stavů hospodářských zvířat nebo rozšiřování osevních ploch u citlivých komodit. Disertační práce srovnává účinnost vybraných statistických metod při modelování a predikci dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů a prostřednictvím jejich aplikace hodnotí dosavadní vývoj v produkčním a strukturálním rozměru zemědělství ČR od roku 1993 až po současnost.

Výsledky analýzy potvrdily, že struktura zemědělské prvovýroby a produkce v průběhu sledovaného období prošla významnými změnami, což je v souladu s formulovanou výzkumnou hypotézou. České zemědělství prošlo řadou výrazných a mnohdy negativních změn. Alarmující je především situace v sektoru prasat, kterou se ani přes množství poskytovaných podpor nedaří stabilizovat. Nepříznivá je situace také v odvětví drůbeže, brambor, ovoce a zeleniny, v jejichž produkci je ČR dlouhodobě nesoběstačná. Stanovené strategické cíle MZe ČR se zejména v odvětví chovu prasat doposud nedaří naplňovat a je patrné, že nepříznivý vývoj v tomto segmentu pokračuje. Je tedy nezbytné provést důkladné hodnocení účinnosti jednotlivých zavedených opatření, aby bylo možné zjistit, která z nich přinášejí největší přínos. To zahrnuje analýzu dopadů každého opatření na zlepšení stávající situace, identifikaci slabých a silných stránek a určení, která opatření mají potenciál pro další rozvoj. Na základě těchto zjištění je pak vhodné zaměřit se na navýšení podpor právě pro ta opatření, která se ukázala jako nejúčinnější. Rovněž je nezbytné zajistit důkladné poskytování informací zemědělcům jak ohledně možností čerpání dostupných podpor, tak ohledně aktuálních trendů v pěstování plodin a chovu zvířat. Schopnost zemědělců využít moderní přístupy a technologie může vést k lepší efektivitě jejich práce a celkovému zvýšení produktivity. Poskytování aktuálních a relevantních informací je klíčové pro to, aby zemědělci mohli udržet krok s neustále se vyvíjejícími podmínkami a zůstali konkurenceschopní na trhu.

V práci bylo dále zkoumáno jakou roli ve struktuře produkce v ČR představuje velikost zemědělských podniků. Analýza byla založena na použití statistických metod

z oblasti neparametrického testování. Na rozdíl od předchozích studií, které posuzovaly velikost zemědělských podniků především ve vztahu k produkci, efektivnosti, biodiverzitě či dotacím, byl v této práci hodnocen význam jednotlivých komodit v celkové struktuře malých, středních, velkých a velmi velkých podniků. Výsledky potvrzují výzkumnou hypotézu, že velikost podniku významně ovlivňuje strukturu rostlinné a živočišné produkce v ČR. Vzhledem k velkovýrobnímu charakteru českého zemědělství, kdy právnické osoby s 11% podílem na celkovém počtu zemědělských subjektů obhospodařují přes 69,5% půdy je struktura produkce do značné míry definována právě velkými podniky. U všech hodnocených komodit, s výjimkou hrachu, byla zamítnuta H_0 a tedy podíl dané komodity závisí na velikosti podniku. Metodou mnohonásobného porovnávání byl zjištěn statisticky významný rozdíl převážně mezi podniky malé velikosti a podniky velké a velmi velké velikosti. V porovnání s velkými a velmi velkými podniky dosahují malé podniky převažujícího podílu ječmene, ovsa, brambor a ostatních krmných plodin. Naopak u velkých a velmi velkých podniků je vyšší podíl kukuřice, řepky olejky a cukrové řepy. V případě živočišné produkce je situace opačná a prasata a drůbež, jež vyžadují ze strany MZe ČR zvláštní pozornost a podporu, dosahují převažujícího podílu u velmi velkých podniků.

Výsledky mají rovněž důležité politické důsledky. Je-li jedním z cílů reformované SZP platné od roku 2023 poskytovat cílenější podporu menším zemědělským podnikům, měly by být součástí návrhů také přístupy zvyšující jejich efektivnost a produktivitu. Zároveň vymezuje-li MZe ČR v rámci Strategie rozvoje s výhledem do roku 2030 jako jednu z hlavních priorit trvale udržitelné potravinové zabezpečení a přiměřenou potravinovou soběstačnost s cílem navýšit stavy prasat, plochy víceletých pícnin, produkci brambor, pěstování zeleniny a výměru ovocných sadů na úkor ploch osetých řepkou, měla by být nastavena vhodná opatření. Tato opatření by měla cílit jak na podporu produktivity malých farem, tak na změny ve struktuře rostlinné produkce velkých zemědělských podniků, které rozhodujícím způsobem formují české zemědělství. Zde se jako účelné jeví zavedení legislativy vyžadující, aby zemědělský podnik větší než 30 ha orné půdy pěstoval alespoň tři plodiny. Důležitou úlohu plní také dobrovolná podpora vázaná na produkci, která je poskytována citlivým komoditám. S cílem zvýšit produktivitu malých farem by měla být spojena rostoucí podpora také na nákup zemědělské techniky. Z hlediska zajištění přiměřené úrovně soběstačnosti se jako možné řešení jeví také navýšení investic do výzkumu a vývoje vedoucí k vyšší výnosům.

Významnou částí práce bylo ověření, zda mezi výsledky zvolených přístupů k modelování a predikci časových řad existuje statisticky významný rozdíl. Řešení využívá vybrané metodologické přístupy, mezi které patří trendové funkce, exponenciální vyrovnávání, Boxova-Jenkinsova metodologie včetně strukturálních změn a neuronové sítě. Důraz byl kladen na identifikaci statisticky významných rozdílů mezi metodami a na posouzení jejich vhodnosti v kontextu specifických časových řad. Celkem bylo analyzováno 94 dlouhodobých časových řad zemědělských ukazatelů. Trendové funkce byly použity celkem u 9 časových řad, přičemž 8 z nich patřilo mezi extenzitní ukazatele rostlinné produkce a při modelování a predikci extenzitních ukazatelů živočišné produkce nebyly použity. Obdobné je použití modelů exponenciálního vyrovnávání, které se osvědčily celkem ve 21 případech, především v rámci extenzitních ukazatelů rostlinné produkce, ale také při modelování a predikci ukazatelů intenzitních. Modely neuronových sítí a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy byly použity u 30, respektive 34 časových řad a jejich účinnost byla prokázána napříč všemi hodnocenými zemědělskými ukazateli. Výjimku tvoří pouze časové řady hektarových výnosů, v jejichž modelování a predikci ve výsledném srovnání modelů neobstála Boxova-Jenkinsova metodologie, respektive modely zachycující strukturální změny.

Z výsledků analýz je zřejmé, že s výjimkou časových řad hektarových výnosů, byl v rámci všech hodnocených zemědělských ukazatelů prokázán statisticky významný rozdíl ve výsledcích použitých přístupů alespoň v rámci jednoho kritéria. Při celkovém hodnocení všech analyzovaných časových řad byl statisticky významný rozdíl mezi použitými přístupy k modelování a predikci prokázán na základě výsledků kritérií MAPE, Theilova koeficientu nesouladu a váženého průměru hodnocených kritérií. Modely neuronových sítí a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně modelů se strukturálními zlomy, konkrétně lineární trendové funkce se zlomy a autoregresního modelu se zlomy, vykazují v porovnání s trendovými funkcemi a modely exponenciálního vyrovnávání lepší výsledky. V kontextu modelování a predikce dlouhodobých časových řad základních zemědělských ukazatelů se jeví použití těchto metod jako účinnější. Naopak trendové funkce bez zahrnutí strukturálních zlomů se na těchto typech dat ukazují jako nejméně efektivní. Obdobné výsledky byly zjištěny při testování časových řad extenzitních ukazatelů, zatímco u časových řad intenzitních ukazatelů, nebyl s výjimkou metriky MAPE prokázán statisticky významný rozdíl ve výsledcích analyzovaných metod.

V rámci extenzitních ukazatelů jsou patrné rozdíly ve výsledcích jednotlivých metod mezi rostlinnou a živočišnou produkcí. Modely pro rostlinnou produkci často vykazují vyšší volatilitu a variabilitu, což může negativně ovlivňovat přesnost a stabilitu predikcí. Rostlinná produkce je náchylnější k výkyvům způsobeným vnějšími vlivy, jako je počasí či tržní změny. Naopak živočišná produkce se vyznačuje stabilnějším průběhem časových řad s menšími výkyvy, což usnadňuje modelování a predikci. Stabilnější data evidovaná u živočišné produkce méně reagují na náhlé změny, čímž se zvyšuje spolehlivost predikcí a výsledků modelování. Pokročilejší modely, jako jsou neuronové sítě a modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie včetně strukturálních zlomů, dokáží situaci v živočišné produkci zachytit efektivněji a poskytují výrazně lepší výsledky. Na vývoj analyzovaných časových řad působí mnoho faktorů, jež mohou zapříčinit zlomy či změny v historických trendech. Výrazný zlom nastal samotným vstupem ČR do EU. K dalším faktorům patří zavedení nových technologií či metod pěstování plodin a chovu zvířat, fluktuace cen komodit, náklady na vstupy a změny obchodních podmínek. Důležitou roli hrají v neposlední řadě také klimatické změny, změny v poptávce a preferencích spotřebitelů a demografické změny.

Provedený výzkum naráží na určité limity, které mohou ovlivnit interpretaci výsledků. V první řadě se jedná o omezený přístup k datům, kdy ze strany FADN CZ byly poskytnuty pouze agregované údaje, nikoli individuální data za jednotlivé podniky. Dále se ukázalo, že zpracování a výstupy dat ČSÚ a výroční zprávy MZe ČR neumožnily získat relevantní údaje o soběstačnosti ČR v jednotlivých komoditách od roku 1993, což omezilo rozsah a časový rámec analýzy. V rámci navazujícího výzkumu by měla být dále zohledněna některá důležitá hlediska, jako je například srovnání se zahraničními trhy a již zmíněné vyhodnocení dopadů konkrétních agrárně politických opatření na citlivé komodity. V případě velikosti podniku byla hodnocena pouze struktura produkce, přičemž další faktory, jako jsou například ekonomické ukazatele či provozní efektivita, nebyly do analýzy zahrnuty. Tyto aspekty by mohly být předmětem dalších výzkumů, které by poskytly cenné poznatky a přispěly tak k hlubšímu porozumění dané problematice.

Výsledky této práce mají zásadní význam pro klíčové stakeholdery v oblasti zemědělství. Přinášejí cenné poznatky o trendech a možných výkyvech základních zemědělských ukazatelů, což umožňuje lépe plánovat a optimalizovat výrobní postupy. Analýza ukazuje, jak se mění hodnoty rostlinné a živočišné produkce, osevních ploch, stavů hospodářských zvířat, živočišné výroby, sklizně a hektarových výnosů základních zemědělských plodin i spotřeby potravin na obyvatele v čase, což může pomoci

producentům přizpůsobit se aktuálním podmínkám trhu a reagovat na výzvy, jako jsou změny klimatu, změny v zemědělské politice či ve spotřebitelské poptávce. Pro politické a regulační orgány mají výsledky práce zásadní význam zejména vzhledem k nevhodné struktuře zemědělství a produkce v ČR. Analýza prokazuje, že v řadě komodit jsme v důsledku této struktury nesoběstační a situace se navíc dále zhoršuje. Tyto důkazy tak mohou podpořit formulaci cílenějších politik a opatření zaměřených na zlepšení struktury zemědělské výroby. Na základě těchto informací mohou státní orgány vyvinout strategie na podporu soběstačnosti a udržitelného rozvoje, což by přispělo k posílení konkurenceschopnosti českého zemědělství na domácím i evropském trhu. Je zřejmé, že nastavená opatření, zejména v odvětví chovu prasat, nenaplnila očekávané cíle. V budoucích pracích by bylo vhodné podrobněji zkoumat účinnost jednotlivých opatření a zaměřit podporu na ty, která prokazují skutečnou efektivitu. Tímto způsobem lze lépe alokovat zdroje a zlepšit výsledky v tomto klíčovém odvětví. Informace o trendech v zemědělství mohou zároveň podnítit zájem o udržitelné a odpovědné zemědělské praktiky.

Výsledky práce lze využít k dalšímu výzkumu a rozvoji nových metodik v oblasti analýzy časových řad. Získané poznatky mohou sloužit jako návod pro budoucí studie a přispět k lepšímu porozumění dynamiky zemědělských trhů. Práce ověřila pomocí řady statistických testů vhodnost čtyř skupin statistických metod pro modelování a predikci časových řad ukazatelů zemědělské prvovýroby. Přínos práce tak spočívá jak v komparaci vybraných modelů a přístupů k analýze časových řad strukturálních a produkčních zemědělských ukazatelů, tak v možných implikacích pro agrární politiku, zejména ve vztahu k orientaci resortní strategie českého zemědělství. Analýza přináší důležité poznatky, které mohou sloužit jako základ pro formulaci efektivních politik a opatření. Na základě uvedených poznatků mohou politické orgány zhodnotit aktuální strategické směry a zohlednit potřebu restrukturalizace odvětví tak, aby se zvýšila jeho konkurenceschopnost. Kromě toho by výsledky analýzy měly sloužit jako podklad pro rozvoj vzdělávání a osvěty zemědělských producentů, aby mohli lépe reagovat na změny v trhu a požadavcích spotřebitelů. Tímto způsobem se posílí schopnost sektoru přizpůsobit se dynamickým podmínkám, což je klíčové pro dlouhodobou stabilitu a růst českého zemědělství.

8 Seznam použitých zdrojů

1. Agrární komora ČR a Zemědělských svaz ČR. (2020): Zpráva o českém zemědělství, Agrární komora České republiky, Praha.
2. Anděl J. (2011): Základy matematické statistiky, 3. vydání, Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.
3. Areal F. J., Ceddia M. G., Pazienza P., Ginevicius R., Rutkauskas A. V., Gerasimchuk V., Sae J. (2007): On arable crops in England a model to characterise the micro and macroeconomics impacts of the cap reform and its associated regulation. 4th International Scientific Conference business and Management, Vilnius, Lithuania.
4. Arlt J. (1997): Regresní analýza nestacionárních ekonomických časových řad. Politická ekonomie 45: (2), str. 281-289, VŠE Praha. ISSN 0032-3233.
5. Arlt J. (1998): Časové řady typu $I(0)$ a $I(1)$. Acta oeconomica pragensia 6: (2), str. 7-11, VŠE Praha. ISSN 0572-3043.
6. Arlt J., Arltová M., Rublíková E. (2002): *Ekonomické časové řady*. Praha: Vysoká škola ekonomická. ISBN 80-245-0307-7.
7. Arlt J., Arltová M. (2009): *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Praha: Vysoká škola ekonomická. ISBN 80-245-0307-7.
8. Awe, O. O. and Dias, R. (2022): Comparative Analysis of ARIMA and Artificial Neural Network Techniques for Forecasting Non-Stationary Agricultural Output Time Series, *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, Vol. 14, No. 4, pp. 3-9. ISSN 1804-1930. DOI 10.7160/aol.2022.140401.
9. Bartolini, F., Viaggi D., The common agricultural policy and the determinants of changes in EU farm size, *Land Use Policy*, Volume 31, 2013, Pages 126-135, ISSN 0264-8377, <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2011.10.007>.
10. Baun M., Kouba K. and Marek D. (2009): Evaluating the Effects of the EU Common Agriculture Policy in a New Member State: The Case of the Czech Republic, *Journal of Contemporary European Studies*, 17(2), pp. 271–292. doi: 10.1080/14782800903108734.
11. Bečvářová V. (2001): *Zemědělská politika*. 1. vyd. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 116 s. ISBN 80-7157-514-3.

12. Bennett, A.J., Bending, G.D., Chandler, D., Hilton, S. and Mills, P. (2012), Meeting the demand for crop production: the challenge of yield decline in crops grown in short rotations. *Biological Reviews*, 87: 52-71. <https://doi.org/10.1111/j.1469-185X.2011.00184.x>
13. Beranová M., Kubačák A. (2010): Dějiny zemědělství v Čechách a na Moravě. 1. vyd. Praha: Libri, 430 s. ISBN 9788072771134.
14. Božík M. (2011): Reform of the CAP after 2013 and its impacts on Slovak agriculture. *Agric. Econ. - Czech*, 57, 10-20. DOI: 10.17221/146/2010-AGRICECON
15. Brožová K. a kolektiv. (2008): Hospodářství a životní prostředí v České republice po roce 1989. 1. vyd. Praha: CENIA, 185 s. ISBN 978-80-85087-67-3.
16. Casini A., Perron P. (2018): Structural Breaks in Time Series, Boston University. <https://doi.org/10.48550/arXiv.1805.03807>
17. Ciliberti S., Frascarelli A. (2015): A critical assessment of the implementation of CAP 2014-2020 direct payments in Italy. *Bio-Based and Applied Economics*, vol. 4, Page: 261-277. ISSN 2280-6180.
18. Cipra T. (2008): Finanční ekonometrie. Praha: Ekopress s.r.o., ISBN 978-80-86929-43-9.
19. Clough, Y, Kirchweiger, S, Kantelhardt, J. Field sizes and the future of farmland biodiversity in European landscapes. *Conservation Letters*. 2020; 13:e12752. <https://doi.org/10.1111/conl.12752>
20. Curtissová J., Bavorová M., Jelínek L., Medonos T., Kubát J. (2006): Struktura, řízení a sociálněekonomické vztahy podniků v českém zemědělství: výsledky dotazníkového šetření v roce 2004, Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, Praha. ISBN: 3-938548-114.
21. Čechura L., Žáková Kroupová Z., Lekešová M. (2022): Productivity and efficiency in Czech agriculture: Does farm size matter? *Agricultural Economics – Czech*, 68: 1–10.
22. ČSÚ. *České zemědělství očima statistiky*. Praha: Český statistický úřad, 2011, 83 s. ISBN 978-80-250-2110-1.
23. ČSÚ (2022): Statistika: Zemědělství: Souhrnný zemědělský účet [online]. Praha: Český statistický úřad, [cit. 2023-12-03]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zemedelstvi_zem

24. Česká tisková kancelář, (2024): České farmy jsou více než desetkrát větší než v Polsku, podle svazu je to výhoda. Asociace soukromého zemědělství ČR, Praha. Dostupné z: <https://www.asz.cz/clanek/12045/ceske-farmy-jsou-vice-nez-desetkrat-vetsi-nez-v-polsku-podle-svazu-je-to-vyhoda/>
25. Doucha T. a kolektiv. (1998): Vývoj agrárního sektoru v ČR v období 1989 – 1997 – informační studie. Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha, ISBN 80-85898-75-6.
26. Dunn O. J. (1961): Multiple Comparisons among Means. *Journal of the American Statistical Association*, 56(293), 52–64.
<https://doi.org/10.1080/01621459.1961.10482090>
27. Dvořáček J. (2022): Nové riziko pro pěstování kukuřice. *Úroda: Časopis pro rostlinnou produkci*, č. 2/2022. Praha: strategie Praha. ISSN 0139-6013.
28. Dymák V. (2017): Potravinová bezpečnost a produkce potravin v České republice 2016. *The Science for Population Protection*, Bezpečnostní prostředí a bezpečnostní politika. ISSN: 1803-635X.
29. European Commission (2022): Proposed CAP strategic plans – summary overview. Available at https://agriculture.ec.europa.eu/cap-my-country/cap-strategic-plans_en (accessed Oct 27, 2022).
30. European Commission—FADN. Definitions of Variables Used in FADN Standard Results. 2020. RI/CC 1750. Available online: <https://circabc.europa.eu/ui/group/880bbb5b-abc9-4c4c-9259-5c58867c27f5/library/162fb4de-22c9-489a-a0f6-8cd9f75de730> (accessed on 8 May 2022).
31. Evropská komise (2012): Společná zemědělská politika: příběh pokračuje. Lucemburk: Úřad pro publicy Evropské unie. ISBN 978-92-79-23261-9.
32. Evropská rada (2019): Reforma Společné zemědělské politiky po roce 2013. Dostupné z: <https://www.consilium.europa.eu/cs/policies/cap-reform/>
33. FADN CZ (2022): Public database. [Dataset]. Available at <https://public.fadn.cz/?lang=Eng> (accessed Oct 27, 2022).
34. FADN CZ (2021): *Polní produkce v datech FADN 2021* [online]. In: . Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2021 [cit. 2023-10-17]. Dostupné z: https://fadn.cz/wp-content/uploads/2023/09/Polni-produkce-v-datech-FADN-2021_Zemedelec_clanek_web.pdf

35. FADN CZ (2023): Hospodářské výsledky zemědělských podniků ve FADN CZ za rok 2021. Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Praha. ISBN: 978-80-7271-265-6.
36. FADN CZ (2024): Hospodářské výsledky zemědělských podniků ve FADN CZ za rok 2022. Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Praha. ISBN: 978-80-7271-265-6.
37. Fleisher, B.M., Liu, Y., 1992. Economies of scale, plot size, human capital, and productivity in Chinese agriculture. *Quarterly Rev. Econ. Fin.* 32, 112–124.
38. Fojtíková L., Lebiedzík M. (2008): Společné politiky EU: historie a současnost se zaměřením na Českou republiku. Vyd. 1. Praha: C. H. Beck, xv, 179 s. ISBN 978-80-7179-939-9.
39. Foltýn I., Kučera J., Trantinová M., Voltr V., Zedníčková I., Zapletal M., Pavka P. (2014): Model FARMA-5 for economic and environmental optimization of agricultural enterprises. *Agrarian Perspectives XXIII.: The community – led rural development, proceedings of the 23th international scientific conference : 2014 Prague, Czech Republic.* Prague: Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management. ISBN 978-80-213-2545-6. ISSN 2464-4781.
40. Foltýn I., Zedníčková I., Jelínek L., Vávra V. (2012): Modelování dopadů zemědělské politiky ČR po roce 2013. Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Praha. ISBN 978-80-86671-94-9.
41. Foltýn I., Zedníčková I. (2010): Rentabilita zemědělských komodit – Ekonomicko-matematické predikce. Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Praha. ISBN 978-80-866671-80-2.
42. Foltýn I., Humpál J., Kopeček P., Strnadová H., Zedníčková I. (2008): Dopady agrární politiky na vybrané zemědělské komodity před a po vstupu ČR do EU. Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Praha. ISBN 978-80-86671-57-4.
43. Gujarati D. N., Porter D. C. (2009): *Basic Econometrics.* McGraw-Hill Irwin. ISBN 978-00-71276-25-2.
44. Gebeltová Z. (2012): Czech Republic's Self-sufficiency in Case of Pork Meat and its Impact on Trade Balance Development. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics.* Vol. IV, No. 2.
45. Grad I., Mánescu C., Mateoc T., Mateoc-Sirb N. (2014): Studies on the Agriculture Systems Practiced in Romania. *Scientific Papers Series Management, Economic*

- Engineering in Agriculture and Rural Development, Vol. 14, Issue 1. ISSN 2284-7995.
46. Grgic I., Krznar S., Bratic V. (2019): Agricultural Production of the Republic of Croatia Before and After EU Accession. Agronomski fakultet sveucilista u Zagrebu, Aktualni zadaci mehanizacije poljoprivrede: Zbornik radova, Vol. 47, page: 487-496. ISSN 1848-4425
 47. Grofik, R. et al. *Štatistika. Príroda*, Bratislava 1987. 284 s.
 48. Hamilton J. D. (1994): Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton, New Jersey. ISBN 0-691-04289-6.
 49. Hamulczuk M, Stańko S. (2014): Factors affecting changes in prices and farms' incomes on the polish pig market. *Problems of Agricultural Economics*. 341 (Suplement)(4):135-157.
 50. Hindls R., Novák I., Hronová S. (2000): *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. přeprac. vyd. Praha: Management Press. ISBN 80-7261-013-9.
 51. Hindls, R. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
 52. Hlaváček M. a kolektiv. (2012): Strategie pro růst: České zemědělství a potravinářství v rámci Společné zemědělské politiky EU po roce 2013. Ministerstvo zemědělství ČR, Praha. Dostupné z: <https://eagri.cz/public/portal/mze/ministerstvo-zemedelstvi/koncepce-a-strategie/strategie-pro-rust>
 53. Hofman V. a kolektiv (2021): Situační a výhledová zpráva Půda. Ministerstvo zemědělství České republiky, Praha. ISBN 978-80-7434-598-2.
 54. Hloušková Z., Ženíšková P., Prášilová M. (2018): Comparison of Agricultural Costs Prediction Approaches, *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, Vol. 10, No. 1, pp. 3-13. ISSN 1804-1930. DOI 10.7160/aol.2018.100101.
 55. Horská E. a kolektiv. (2011): European studies on intercultural dimension of international business, SPU, Nitra, ISBN 978-80-552-0530-4.
 56. Hošková P., Jindrová A., Prášilová M., Zeipelt R. (2021): Statistika I. 3. vyd. Praha: Česká zemědělská univerzita, ISBN 978-80-213-2341-4.
 57. Chen Y., Tang J. (2024): Will the financialisation of agricultural products exacerbate food security risks? Empirical analysis from major grain-producing countries worldwide. *Agric. Econ. – Czech*, 70: 178–186. <https://doi.org/10.17221/432/2023-AGRICECON>

58. Ionitescu S. (2023): A linear simulation model for optimizing crop structure in order to maximize income in a vegetal agricultural farm. Scientific Papers Series Management, Economic Engineering in Agriculture and rural Development. Vol. 23, Issue 2. ISSN 2284-7995.
59. Institute of Agricultural Economics and Information. 2023. Database FADN CZ. Available online: https://www.fadn.cz/fadnweb/index_e.html (accessed on 10 January 2023).
60. Irigaray D., Dufrechou E., Pedemonte M., Ezzatti P., López-Vázquez C. (2019): Accelerating the Calculation of Friedman Test Tables on Many-Core Processors. High Performance computing, 6th Latin American Conference, Springer.
61. Janová J. (2014): Crop plan optimization under risk on a farm level in the Czech Republic. Agric. Econ. – Czech., 60: 123–132.
62. Jarošová E. (2022): Návrhy a vyhodnocení průmyslových experimentů. *Professional publishing*, 1. vydání. ISBN: 978-80-88260-54-7.
63. Jeníček V. (1984): Zemědělství a soběstačnost ve výrobě potravin. *Státní zemědělské nakladatelství Praha*. DT 63-003.
64. Jensen H.G., Elleby C., Domínguez I.P. (2021): Reducing the European Union's plant protein deficit: Options and impacts. Agric. Econ. – Czech, 67: 391–398. <https://doi.org/10.17221/94/2021-AGRICECON>
65. Karban P., Nebeská M. (2023): Zemědělství na třech pilířích, Komora+, Hospodářská komora ČR, Praha. Dostupné z: <https://komoraplus.cz/2023/10/28/zemedelstvi-na-trech-pilirich-2/>
66. Kata R., Wosiek M. (2024): Income Variability of Agricultural Households in Poland: A Descriptive Study. *Agriculture*, 14, 357. <https://doi.org/10.3390/agriculture14030357>
67. Kehagias A., Panagiotou H., Maslaris N., Petridis V., Petrou L., Spais V. (1998): Predictive modular neural networks methods for prediction of sugar beet crop yield. Control Applications and Ergonomics in Agriculture, Athens, Greece.
68. Kocsis J., Major K. (2018): A General Overview of Agriculture and Profitability in Agricultural Enterprises in Central Europe. In: Bryła, P. (eds) Managing Agricultural Enterprises. Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-59891-8_12

69. Kolektiv autorů sekce pro evropské záležitosti (2023): Evropská politika vlády, Úřad vlády České republiky, Sekce pro evropské záležitosti. Dostupné z: <https://www.mvcr.cz>
70. Kolektiv kanceláře a odborných/externích autorů ASZ ČR. K problému soběstačnosti českého zemědělství. Online. *Asociace soukromého zemědělství ČR*. 2021. [cit. 2023-09-21].
71. Konečný V. (2008): *Predictions models with neural nets*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., LVI, No. 3, pp. 109–118.
72. Köppelová J., Jindrová A. (2019): Application of Exponential Smoothing Models and Arima Models in Time Series Analysis from Telco Area, AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics, Vol. 11, No. 3, pp. 73-84. ISSN 1804-1930. DOI 10.7160/aol.2019.110307.
73. Kowalczyk S., Sobiecki R. (2014): The European model of agriculture in relation to global challenges (Europejski model rolnictwa wobec wyzwań globalnych). Problems of Agricultural Economics (Zagadnienia Ekonomiki Rolnej), 329: 35–58. DOI:10.5604/00441600.1151752. (in Polish)
74. Kryszak Ł., Guth M., Czyżewski B. (2021): Determinants of farm profitability in the EU regions. Does farm size matter? Agricultural Economics – Czech, 67: 90–100.
75. Kurz P. (2018) Between Smallholder Traditions and “Ecological Modernisation” – Agricultural Transformation, Landscape Change and the Cap in Austria 1995–2015. European Countryside, Vol.10 (Issue 1), pp. 158-179. <https://doi.org/10.2478/euco-2018-0010>
76. Langemeier, M.R.; Rodney, J.D. (2000): Measuring the impact of farm size and specialization on financial performance. *J. Am. Soc. Farm Manage. Rural. Apprais.*, 90, 90–96. Dostupné z: https://www.researchgate.net/profile/Michael-Langemeier/publication/265306935_Introduction_Measuring_the_Impact_of_Farm_Size_and_Specialization_on_Financial_Performance/links/540dc22b0cf2df04e756562d/Introduction-Measuring-the-Impact-of-Farm-Size-and-Specialization-on-Financial-Performance.pdf
77. Lososová J., Zdeněk R. (2023): Simulation of the impacts of the proposed direct payment scheme – The case of the Czech Republic. Agric. Econ – Czech., 69: 13–24.

78. Machálek E. a kolektiv. (2008): České zemědělství v podmínkách reformy SZP EU a nástroje k její realizaci. 1. vyd. Praha: IREAS, 82 s. ISBN 978-80-86684-52-9.
79. Malinovský, V. (2021) "Predicting Trends in Cereal Production in the Czech Republic by Means of Neural Networks", *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, Vol. 13, No. 1, pp. 87-103. ISSN 1804-1930. DOI 10.7160/aol.2021.130107.
80. Malý M. (2006): Vytváření tržní rovnováhy vybraných zemědělsko-potravinářských produktů, doktorská disertační práce, Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta.
81. Marsden, T., Sonnino, R., 2008, Rural development and the regional state: Denying multifunctional agriculture in the UK. *Journal of Rural Studies*, 24(4), 422-431.
82. Martinho V. J. P. D. (2016): A model for the agricultural planning at farm level for the European Union countries. International farming systems association IFSA. Dostupné z: https://ifsa.boku.ac.at/cms/fileadmin/IFSA2016/IFSA2016_WS53_Martinho.pdf
83. Mácová M. (2021): Food Consumption and Availability in Czechia in the Years 1993-2019. *Statistika*, 101 (4): 436-444. Czech Statistical Office, Prague, Czech Republic. <https://doi.org/10.54694/stat.2021.14>
84. Mácová M. (2014): V čem je české zemědělství jiné? *Statistika&My* [online]. Český statistický úřad, [cit. 2023-10-13]. Dostupné z: <http://www.statistikaamy.cz/2014/07/v-cem-je-ceske-zemedelstvi-jine/>
85. McDonald J. H. (2020): Kruskal-Wallis test, *Statistics and Probability*. LibreTexts Statistics, Las Positas College. Dostupné z: <https://stats.libretexts.org>
86. Metodická příručka k podmínkám poskytování přímých plateb v České republice v roce 2022[online]. Praha: Ministerstvo zemědělství České republiky [cit. 2023-09-18].
87. Ministerstvo zemědělství ČR (2003): Koncepce agrární politiky ČR pro období po vstupu do EU (2004 – 2013). Online. Praha. Ministerstvo zemědělství České republiky, 2021. ISBN 978-80-7434-598-2. Dostupné z: https://eagri.cz/public/portal/-q264631---WBVhUoMC/koncepce-agrarni-politiky-cr-pro-obdobi?_linka=a246889

88. Ministry of Agriculture of the Czech Republic. Zelená zpráva 1998–2022. Available online: <https://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/publikace-a-dokumenty/zelene-zpravy/?pos=0> (accessed on 10 December 2022). (In Czech)
89. Ministerstvo zemědělství ČR (2016): Strategie resortu ministerstva zemědělství České republiky s výhledem do roku 2030. Ministerstvo zemědělství České republiky, Praha, ISBN 978-80-7434-356-8.
90. Ministerstvo zemědělství ČR (2023): Precizní zemědělství. Ministerstvo zemědělství České republiky, Praha, ISBN 978-80-7434-707-8.
91. Ministerstvo zemědělství, PGRLF, SZIF. (2023): Zemědělství 2022, Ministerstvo zemědělství České republiky, Praha. ISBN 978-80-7434-699-6.
92. Nagahata H., Taniguchi M. (2018): Analysis of variance for multivariate time series. *METRON* **76**, 69–82. <https://doi.org/10.1007/s40300-017-0122-2>
93. Náglová, Z., Horáková, T. (2016) "Influence of Qualitative Factors on Quantitative Determinants in the Czech Meat Industry Economy ", *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, Vol. 8, No. 4, pp. 111 - 123. ISSN 1804-1930. DOI [10.7160/aol.2016.080410](https://doi.org/10.7160/aol.2016.080410).
94. Nevečeřalová K. (2022): Situační a výhledová zpráva prasata a vepřové maso. Praha: Ministerstvo zemědělství. ISBN 978-80-7434-659-0. ISSN 1211-7692.
95. Némethová J., Dubcová A., Kramářeková H. (2014): The Impacts of the European Union's Common Agricultural Policy on Agriculture in Slovakia. *Moravian Geographical Reports*, Vol. 22. DOI: 10.1515/mgr-2014-0023
96. Nilsson, P., Bommarco, R., Hansson, H., Kuns, B., Schaak, H. Farm performance and input self-sufficiency increases with functional crop diversity on Swedish farms, *Ecological Economics*, Volume 198, 2022, 107465, ISSN 0921-8009, <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2022.107465>.
97. Pawlak K., Smutka L., Kotyza P. (2021): Agricultural Potential of the EU Countries: How Far Are They from the USA? *Agriculture*. 11(4):282. <https://doi.org/10.3390/agriculture11040282>
98. Pereira D. G., Alfonso A., Medeiros F. M. (2015). *Overview of Friedman's Test and Post-hoc Analysis*, *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 44:10, 2636-2653, DOI: 10.1080/03610918.2014.931971
99. Pělucha M. a kolektiv. (2006): Rozvoj venkova v programovacím období 2007-2013 v kontextu reformy SZP EU. 1. vyd. Praha: IREAS, 162 s. ISBN 80-86684-42-3.

100. Pokrivčák J., Drábik D. (2008): Agricultural Trade in Central and Eastern Europe. 1st ed. SPU, Nitra; ISBN 978-80-552-0139-9.
101. Pokrivčák J., Tóth M. (2016): Globalization and Regional Development in Slovakia: The Role of Policies, 16th International Scientific Conference on Globalization and its Socio-Economic Consequences, Rajecke Teplice, Slovakia.
102. Popescu, A., Alecu, I. N., Dinu, T. A., Stoian, E., Condei, R., Ciocan, H. (2016): „Farm structure and land concentration in Romania and the European Union’s agriculture“ *Agriculture and Agricultural Science Procedia*, volume 10 (2016) 566 – 577. ISSN: 2210-7843. DOI:10.1016/j.aaspro.2016.09.036.
103. Portál eAgri (2023): Strategický plán Společné zemědělské politiky na období 2023 – 2027. Ministerstvo zemědělství České republiky, Praha. Dostupné z: <https://eagri.cz/public/portal/mze/dotace/szp-pro-obdobi-2021-2027>
104. Prášilová M., Procházková R., Harvilíková M. (2013): Representativeness of the FADN CZ sample of agricultural enterprises and ways of its verification. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 61: 2639–2648. DOI:[10.11118/actaun201361072639](https://doi.org/10.11118/actaun201361072639)
105. Procházka V., Svatoš M. (2018): Milk economy and self-sufficiency. *Agrarian Perspectives XXVII.: Food safety – food security, proceedings of the 27th international scientific conference : 2018 Prague, Czech Republic*. Prague: Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management. ISBN 978-80-213-2890-7. ISSN 1213-7979.
106. Procházková, R., Prášilová, M., Hloušková, Z. (2016): Efficiency of agriculture as related to foodstuffs Autarky in the Czech Republic. In: *Agrarian perspectives XXV*. [online]. Prague: Czech University of Life Sciences Prague Faculty of Economics and Management, 2016 [cit. 2023-06-05]. ISBN 978-80-213-2670-5.
107. Putíková M., Froněk P., Mezera J. (2007): Predication of labour forces and personal expenditures development in Czech food industry branches in the Czech Republic till 2013. *CAAS Agricultural Journals*. 53(3):132-137. doi: 10.17221/457-AGRICECON.
108. Rahardja D. (2017): A Review of the Multiple-Sample Tests for the Continuous-Data Type. *Digital Commons, Journal of Modern Applied Statistical Methods*, Vol. 16, Issue 1.

109. Redlichová R., Svobodová E., Blažková I., Chmelíková G., Vinohradský K. (2023): Links Between Farm Size, Location and Productivity of Farms in the Czech Republic. *European Countryside*, Vol.15 (Issue 4), pp. 508-524. <https://doi.org/10.2478/euco-2023-0027>
110. Ricciardi, V., Mehrabi, Z., Wittman, H. *et al.* (2021): Higher yields and more biodiversity on smaller farms. *Nat Sustain* 4, 651–657 <https://doi.org/10.1038/s41893-021-00699-2>
111. Rudinskaya, Náglová, Z. (2020): *Position of the Czech republic in EU field crop production*. AGRARIAN PERSPECTIVES XXIX. TRENDS AND CHALLENGES OF AGRARIAN SECTOR. Prague: Czech University of Life Sciences Prague. ISBN 978-80-213-3041-2.
112. Rumanovská L. (2016): Impact of EU Common Agricultural Policy 2014-2020 Implementation on Agriculture in Slovak Republic. *Scientific Papers – Series Management Economic Engineering in Agriculture and Rural Development*, Vol. 1, Page: 459-465. ISSN 2284-7995.
113. Řezbová H., Tomšík K. (2012): Impact of Complementary National Direct Payments on Cattle Breeding Sector. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*. Vol. IV, No. 4-Special.
114. Řezbová H., Škubna O. (2013): Analýza vlivu dotací na ekonomické výsledky zemědělských podniků v České republice. *Agrarian Perspectives XXII.: Development trends in agribusiness, proceedings of the 22th international scientific conference*: Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management, Prague. ISBN 978-80-213-2419-0.
115. Saka N., Olanipekun A. O. (2021): Impact of the banking sector reform in the construction sector, *Journal of Financial Management of Property and Construction*, Vol. 26 No. 3, pp. 387-407. <https://doi.org/10.1108/JFMPC-03-2020-0012>
116. Sheskin, D. J. (2007): *Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*. 4th ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
117. Shono M., Shono H., Ito Y., Muro M., Maeda Y. and Sugimori H. (2000): A new periodogram using one-way analysis of variance for circadian rhythms. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 54: 307-308. <https://doi.org/10.1046/j.1440-1819.2000.00690.x>

118. *Situační a výhledová zpráva půda*. Online. Praha. Ministerstvo zemědělství České republiky, 2021. ISBN 978-80-7434-598-2. [cit. 2023-07-11].
119. Skalicky, R., Rogalska, E., Pietrzak, M. B., Zineckar, M., Meluzinova, J. (2021): Optimal farm size and effectiveness of agriculture in the EU: The case of wheat yields. *Transformations in Business & Economics*. Vol. 20, No 3C (54c).
120. Slaboch J., Kotyza P., Elisová K. (2018): Self-sufficiency in selected agricultural commodities in central European countries. *Agrarian Perspectives XXVII.: Food safety – food security, proceedings of the 27th international scientific conference : 2018 Prague, Czech Republic*. Prague: Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management. ISBN 978-80-213-2890-7. ISSN 1213-7979.
121. Smutka L., Steininger M. (2013): New EU members: agriculture and investment. *Agrarian Perspectives XXII.: Development trends in agribusiness, proceedings of the 22th international scientific conference: Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management, Prague*. ISBN 978-80-213-2419-0.
122. Stacherzak, A., Hájek, L., and Heldak, M. (2019). Changes in the Use of Agricultural Land in Poland and Czech Republic. *Journal of Ecological Engineering*, 20(7), pp.211-221. <https://doi.org/10.12911/22998993/109869>
123. Staniszewski J., Borychowski M. (2020): The impact of the subsidies on efficiency of different sized farms. Case study of the Common Agricultural Policy of the European Union. *Agric. Econ. – Czech*, 66: 373–380.
124. Státní zemědělský intervenční fond (2023): SZIF poskytuje: Strategický plán 2023 – 2027: Rozvoj venkova. SZIF, Praha. Dostupné z: <https://www.szif.cz/cs/szp23-rozvoj-venkova?setCookie=true>
125. Sterghiu N., Draghici M., Necula R. (2014 a): The Comparative Analysis of the Agricultural Production Value Structure During the pre and post Romania's EU Accession Period. *Scientific Papers Series Management, Economic Engineering in Agriculture and Rural Development Vol.14, Issue 1*, ISSN 2284-7995
126. *Strategie resortu Ministerstva zemědělství České republiky s výhledem do roku 2030*. Praha: Ministerstvo zemědělství, 2016. ISBN 978-80-7434-356-8.
127. Svatoš M., Bielik P., Hron J., Okenka I., Podolák A., Tvrdoň J. (1999): *Ekonomika zemědělství a evropská integrace*. II. Propracované vydání. Česká

zemědělská univerzita v Praze a Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre. ISBN 80-213-0439-1.

128. Svatoš, M. (2005): Vnější faktory utváření multifunkčního zemědělství. In: Závěrečná zpráva VI. etapy institucionálního výzkumného záměru „Efektivní integrace českého agrárního sektoru v rámci evropských struktur – předpoklad TUR“ s názvem Transformace českého zemědělství do jeho multifunkční formy, ISBN 80-213-1291-2, PEF ČZU Praha, s. 8-23
129. Svatoš M. (2009): Ekonomika zdrojů českého zemědělství a jejich efektivní využívání v rámci multifunkčních zemědělskopotravinářských systémů: (zpráva o řešení výzkumného záměru MSM 6046070906 za rok 2008). V Praze: Česká zemědělská univerzita. ISBN 978-80-213-1923-3.
130. Svatoš M. a kolektiv. (2009): Agrární politika: vybraná témata. Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, ISBN 978-80-213-1914-1.
131. Svatošová L., Köppelová J. (2017): The Use of Combined Models in the Construction of Foodstuffs Consumption Forecasting in the Czech Republic, *AGRIS On-line Papers in Economics and Informatics*, vol. 9, no. 4, pp. 81-89, ISSN 1804-1930, DOI 10.7160/aol.2016.080107
132. Svatošová, L., Köppelová, J., Brož, D. (2018): *Trends in consumption of selected types of foodstuffs as related to nutrition recommendations and self-sufficiency*. Online. Agrarian perspectives XXVII. Food safety – Food security. Prague: Czech University of Life Sciences Prague. ISBN 978-80-213-2890-7. ISSN 1213-7960. [cit. 2023-06-18].
133. Svobodová E., Redlichová R., Chmelíková G., Blažková I. (2022): Are the Agricultural Subsidies Based on the Farm Size Justified? Empirical Evidence from the Czech Republic. *Agriculture*, 12, 1574. <https://doi.org/10.3390/agriculture12101574>
134. Szollosi L., Erdos A.D. (2023): Income and Asset Situation of Companies Producing Arable Crops in the Visegrad Countries. *Agriculture*, 13, 1589. <https://doi.org/10.3390/agriculture13081589>
135. Šíma J., Neruda R. (1996): *Teoretické otázky neuronových sítí*. Praha: MATFYZPRESS. ISBN 80-85863-18-9.

136. Špička J., Vintr T., Aulová R., Macháčková J. (2020): Trade-off between the economic and environmental sustainability in Czech dual farm structure. *Agric. Econ. – Czech*, 66: 243–250.
137. Šrédľ K., Prášilová M., Severová L., Svoboda R., Štěbeták M. (2021): Social and Economic Aspects of Sustainable Development of Livestock Production and Meat Consumption in the Czech Republic. *Agriculture* 2021, 11, 102. <https://doi.org/10.3390/agriculture11020102>
138. Štolbová M., Hlavsa T. (2008): *The impact of the LFA payments on the FADN farms in the Czech Republic*. *Agricultural Economics – Zemědělská ekonomika*, 54, (10): 489–497. ISSN 0139-570X.
139. Štolcová J., Homolka J. (2012): Production costs in the fattening period of pigs and assessment of the influence of selected factors on the amount of these costs. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*. Vol. IV, No. 4-Special.
140. Šťastný J., Konečný V., Trenz O. (2011): Agricultural data prediction by means of neural network. *Agric. Econ. - Czech*, 57(7):356-361. doi: 10.17221/108/2011-AGRICECON.
141. Švecová R. (2018): Jak skutečně vypadá zemědělství v Evropské unii? Asociace soukromého zemědělství ČR, Praha. Dostupné z: <https://www.asz.cz/clanek/4244/jak-skutecne-vypada-zemedelstvi-v-evropske-unii/>
142. Takács-György K., Takács I. (2012): Changes in cereal land use and production level in the European Union during the period 1999-2009, focusing on New Member States, *Studies in Agricultural Economics* 114, 24-30.
143. Tluczak A. (2016): The Differences in the Structure of Agricultural Production in EU Countries. Development and Administration of Border Areas of the Czech Republic and Poland, VSB-TECH UNIV Ostrava.
144. Tvrdoň J. (2002): Koncipování modelu s produkční a mimoprodukční funkcí, Příspěvek ve sborníku APXI, Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta.
145. Tvrdoň J. a kolektiv pracovníků PEF (2003): Zemědělskopotravinářský trh před vstupem ČR do EU a jeho determinanty a regulace. Závěrečná zpráva IV. etapy institucionálního výzkumného záměru „Efektivní integrace českého agrárního sektoru v rámci evropských struktur – předpoklad trvale udržitelného rozvoje“,

Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta, ISBN: 80-213-1010-3.

146. Tvrdou J. a kolektiv. (2005): Efektivní integrace českého agrárního sektoru v rámci evropských struktur – předpoklad trvale udržitelného rozvoje, závěrečná zpráva o řešení výzkumného záměru MSM 411100013. Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta.
147. Uldrich M., Jurczyk T. (2014): Neuronové sítě a jejich využití. Strategie IT, dostupné z: http://www.statsoft.cz/file1/PDF/Statsoft_neuronove_site.pdf.
148. Urbánová M. (2016): The impact of slovak entry into the EU on the selected indicators of wheat production in production areas. International Scientific Days 2016. The Agri-Food Value Chain: Challenges for Natural Resources Management and Society, Slovak University of Agriculture in Nitra. <http://dx.doi.org/10.15414/isd2016.s1.08>
149. Urbánová, M., Dobošová, L., Kozáková, J., Ďurišová, E., Čeryová, D. (2018): Physical and economic size of farms in the EU – focus on Slovakia. Online. Agrarian perspectives XXVII. Food safety – Food security. Prague: Czech University of Life Sciences Prague. ISBN 978-80-213-2890-7. ISSN 1213-7960. [cit. 2023-06-19].
150. Ungureanu G., Chiran A., Gindu E., Brezuleanu S., Brezuleanu O. (2011): Effects of CAP on the Performance of Agricultural Exploitations from Romania after Integration. Management of Technological Changes, Book 1, page: 425-428. 7th International Conference on Management of Technological Changes, Greece.
151. Vaněk M., Bečvářová V. (2021): The impact of the application of the CAP on the market environment and the formation of the commodity vertical of sugar and sugar beet in the agricultural market. 15th International Scientific Conference INPROFORUM, New trends and challenges in the management of organisations, České Budějovice. ISBN 978-80-7394-863-4
152. Veselý A. (2011): Economic classification and regression problems and neural networks. Agric. Econ. - Czech. 57(3):150-157. doi: 10.17221/50/2010-AGRICECON.
153. Věžník A., Svobodová H., Némethová J., Hradický J. (2017): Livestock production in Czechia and Slovakia, ten years beyond EU accession. Human

154. Věžník A., Navrátil M. Skácel P. (2016): Czech Agriculture after Accession to EU: Changes, Regional Differences. Online. In Lněnička, Libor. Proceeding of 23th Central European Conference: Central Europe Area in View of Current Geography. Brno: Masarykova Univerzita, s. 373 - 380. ISBN 978-80-210-8313-4. Dostupné z: <https://dx.doi.org/10.5817/CZ.MUNI.P210-8314-2016>.
155. Vlad G. H., Done C. M. (2014): Potato Crop Evolution in Romania. Scientific Papers Series Management, Economic Engineering in Agriculture and Rural Development Vol.14, Issue 1, ISSN 2284-7995
156. Vodičková R. (2024): Dokážeme vyrobit to, co sníme? Statistika & My číslo 03, ročník 14, časopis ČSÚ. ISSN 1804-7149
157. Vošvrda M. S., Vácha L., Žikeš F. (2003): *Časové řady s programem STATISTICA*. Praha: StatSoft. ISBN 978-80-904033-2-1.
158. Wrzaszcz W. (2018): Effectivness of Greening in Poland, Studies in Agricultural Economics 120, 87-96. <https://doi.org/10.7896/j.1810>
159. Žáková Kroupová Z., Čechura L., Opatrný M., Hloušková Z., Mlezivová I. (2023): Assessment of the impact of agri- cultural support on crop diversity. Agric. Econ. – Czech., 69: 89–100. <https://doi.org/10.17221/387/2022-AGRICECON>
160. Žovincová, A. (2019): Význam trhu brambor v České republice v porovnání s vybranými státy Evropské unie. In: Think Together. Praha: Česká zemědělská univerzita.

9 Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk

9.1 Seznam obrázků

Obrázek 1: Struktura současného agrobiznysu	10
Obrázek 2: Vztahy v tržním řetězci vepřového masa určující tržní rovnováhu, případ Polska.....	50
Obrázek 3: Formální neuron	87
Obrázek 4: Příklad architektury vícevrstvé neuronové sítě	89
Obrázek 5: Struktura osevních ploch v letech 1993 (a) a 2023 (b) a struktura stavů hospodářských zvířat v letech 1993 (c) a 2023 (d) (%).....	96
Obrázek 6: Kategorizovaný krabicový graf procentního podílu v letech 2014 – 2021 a) pšenice b) ječmen, c) brambory d) řepka.....	108
Obrázek 7: Historické srovnání rostlinné produkce v letech 1993 (a) a 2021 (b) a živočišné produkce v letech 1993 (c) a 2021 (d) dle SZÚ ve stálých cenách roku 1989 (%).....	113

9.2 Seznam tabulek

Tabulka 1: Základní struktura agrobiznysu	9
Tabulka 2: Reformy Společné zemědělské politiky od roku 1992	17
Tabulka 3: Klasifikace vybraných politických nástrojů	20
Tabulka 4: Regulace podpor agrárního sektoru (mil. Kč)	23
Tabulka 5: Podnikatelská struktura fyzických a právnických osob v zemědělství koncem roku 2022	39
Tabulka 6: Velikostní struktura podniků fyzických a právnických osob obhospodařujících zemědělskou půdu koncem roku 2022.....	41
Tabulka 7: Struktura početních stavů hospodářských zvířat dle právních forem podniků koncem roku 2022	42
Tabulka 8: Vybraná kritéria a přiřazené váhy pro hodnocení jednotlivých modelů	67
Tabulka 9: Počet zemědělských podniků polní výroby ve výzkumném vzorku a jejich výměra zemědělské půdy	70
Tabulka 10: Počet zemědělských podniků ve výzkumném vzorku n a počet dobytčích jednotek (DJ)	72
Tabulka 11: Základní charakteristiky osevních ploch jednotlivých plodin v letech 1993–2023	97
Tabulka 12: Analýza časových řad osevních ploch a jejich očekávaný vývoj v letech 2024–2025	99
Tabulka 13: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady osevních ploch	100
Tabulka 14: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady osevních ploch	101
Tabulka 15: Základní charakteristiky stavů hospodářských zvířat v letech 1993 - 2022..	102
Tabulka 16: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat a jejich očekávaný vývoj v letech 2023–2024	104
Tabulka 17: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady stavů hospodářských zvířat.....	105

Tabulka 18: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady stavů hospodářských zvířat	106
Tabulka 19: Výsledky Kruskalova – Wallisova testu a post-hoc testu mnohonásobného srovnávání pro závislost podílu pěstování dané plodiny na velikosti zemědělského podniku	109
Tabulka 20: Výsledky Kruskalova–Wallisova testu a post-hoc testu mnohonásobného srovnávání pro závislost podílu dobytčích jednotek na velikosti zemědělského podniku	112
Tabulka 21: Základní charakteristiky zemědělské produkce v letech 1993–2021	114
Tabulka 22: Základní charakteristiky rostlinné produkce dle SZÚ v letech 1993–2021	115
Tabulka 23: Analýza časových řad rostlinné produkce dle SZÚ a jejich očekávaný vývoj v letech 2022–2023	117
Tabulka 24: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady rostlinné produkce dle SZÚ	118
Tabulka 25: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady rostlinné produkce dle SZÚ	119
Tabulka 26: Základní charakteristiky živočišné produkce dle SZÚ v letech 1993–2021 (tis. Kč)	120
Tabulka 27: Analýza časových řad živočišné produkce dle SZÚ a jejich očekávaný vývoj v letech 2022–2023	121
Tabulka 28: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady živočišné produkce dle SZÚ	122
Tabulka 29: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady živočišné produkce dle SZÚ	123
Tabulka 30: Základní charakteristiky úrovně sklizně v letech 1993–2023	124
Tabulka 31: Analýza časových řad sklizně a jejich očekávaný vývoj v letech 2024–2025	126
Tabulka 32: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady sklizně	127
Tabulka 33: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady sklizně	128
Tabulka 34: Základní charakteristiky hektarových výnosů v letech 1993–2023	129
Tabulka 35: Analýza časových řad hektarových výnosů a jejich očekávaný vývoj v letech 2024–2025	129
Tabulka 36: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady hektarových výnosů	130
Tabulka 37: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady hektarových výnosů	131
Tabulka 38: Základní charakteristiky živočišné výroby v letech 1993–2023	133
Tabulka 39: Analýza časových řad živočišné výroby a jejich očekávaný vývoj v letech 2024–2025	134
Tabulka 40: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady živočišné výroby	135
Tabulka 41: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady živočišné výroby	136
Tabulka 42: Základní charakteristiky spotřeby potravin na obyvatele v letech 1993–2022	137

Tabulka 43: Analýza časových řad spotřeby potravin na obyvatele a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024	138
Tabulka 44: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro časové řady spotřeby potravin na obyvatele.....	139
Tabulka 45: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady spotřeby potravin na obyvatele	140
Tabulka 46: Počet vhodných modelů dle vybraných kritérií a celkový počet zvolených modelů pro všechny analyzované časové řady	141
Tabulka 47: Počty použitých modelů dle jednotlivých metod pro vybrané časové řady zemědělských ukazatelů	143
Tabulka 48: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro všechny analyzované časové řady celkem	144
Tabulka 49: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů.....	145
Tabulka 50: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů rostlinné produkce	146
Tabulka 51: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady extenzitních ukazatelů živočišné produkce	146
Tabulka 52: Hodnoty Friedmanova a Dunnova testu pro porovnání rozdílů ve výsledcích použitých metod podle jednotlivých kritérií pro časové řady intenzitních ukazatelů	147

9.3 Seznam grafů

Graf 1: Pozice agrárního sektoru v rámci národního hospodářství ČR v letech 1993 - 2022	13
Graf 2: Struktura produkce zemědělského odvětví v ČR v roce 2022 dle SZÚ	37
Graf 3: Vývoj časových řad koeficientů růstu stavů hospodářských zvířat v letech 1994 – 2022	103
Graf 4: Průměrná struktura sklizňových ploch na ornou půdu zemědělských podniků polní výroby v letech 2014 – 2021 (%).	107
Graf 5: Průměrná struktura dobytčích jednotek zemědělských podniků vybraných výrobních zaměření dle velikosti v letech 2014 – 2022 (%)	111
Graf 6: Vývoj úrovně soběstačnosti ČR v produkci brambor v letech 2004-2022 (%).	125
Graf 7: Vývoj úrovně soběstačnosti ČR v produkci vepřového masa v letech 1999-2022 (%)	132

9.4 Seznam použitých zkratk

AK – Agrární komora
ANC – oblasti s přírodními omezeními
ANN – Artificial Neural Network
ANOVA – Analysis of Variance
AR - Autoregression
ARIMA – Autoregressive Integrated Moving Average
ARMA – Autoregressive Moving Average
ASZ – Asociace soukromého zemědělství
BJ – Box-Jenkins
BPS – bioplynová stanice
BTPM – bez tržní produkce mléka
CZ-NACE – Klasifikace ekonomických činností
CZV – ceny zemědělských výrobců
ČR – Česká republika
ČSÚ – Český statistický úřad
ČTK – Česká tisková kancelář
DJ – dobytčí jednotka
EK – Evropská komise
ES – Exponential Smoothing
EU – Evropská unie
EZ – ekologické zemědělství
EZFRV – Evropský zemědělský fond pro rozvoj venkova
FADN – Farm Accountancy Data Network
GMO – geneticky modifikovaný organismus
HDP – hrubý domácí produkt
HPH – hrubá přidaná hodnota
KSČ – Komunistická strana Československa
LFA – Less Favoured Areas
LPIS – Land Parcel Identification System
MA – Moving Average

MAPE – Mean Absolute Percentage Error
 MLP – Multilayer Perceptron
 MPE – Mean Absolute Percentage Error
 MZe ČR – Ministerstvo zemědělství České republiky
 NH – národní hospodářství
 NN – Neural Network
 OKEČ – Odvětvová klasifikace ekonomických činností
 OZE – Obnovitelné zdroje energie
 PGRLF – Podpůrný garanční rolnický a lesnický fond
 PVP – přechodné vnitrostátní podpory
 RCA – Revealed Comparative Advantages
 RMSE – Root Mean Square Error
 RP – Relativní chyba prognózy
 SAPS – jednotná platba na plochu
 SC – Structural Changes
 SFTR – Státní fond tržní regulace
 SID – Simpsonův index diverzity
 SO – Standard Output
 SOT – Společná organizace trhu
 SZIF – Státní zemědělský intervenční fond
 SZP – Společná zemědělská politika
 SZÚ – Souhrnný zemědělský účet
 TF – Trend Function
 TTP – trvalé travní porosty
 TUR – trvale udržitelný rozvoj
 ÚZEI – Ústav zemědělské ekonomiky a informací
 VCS – Voluntary Coupled Support
 VZ – výrobní zaměření
 ZOP – zkrmujiící objemnou píci
 ZPF – zemědělský půdní fond

Přílohy

Příloha 1: Analýza časových řad osevních ploch pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023.....	190
Příloha 2: Analýza časových řad osevních ploch pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	190
Příloha 3: Modelování časových řad osevních ploch pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	191
Příloha 4: Modelování časových řad osevních ploch pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	191
Příloha 5: Modelování časových řad osevních ploch pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	192
Příloha 6: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí trendových funkcí v letech 1993-2022.....	192
Příloha 7: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	193
Příloha 8: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	193
Příloha 9: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	194
Příloha 10: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	194
Příloha 11: Ověření předpokladů normality a homogenity rozptylů pomocí Shapiro-Wilkova testu a Levenova testu.	195
Příloha 12: Ověření předpokladů normality a homogenity rozptylů pomocí Shapiro-Wilkova testu a Levenova testu.	195
Příloha 13: Analýza časových řad rostlinné produkce pomocí trendových funkcí v letech 1993-2021	196
Příloha 14: Analýza časových řad rostlinné produkce pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023.....	197
Příloha 15: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023.....	198
Příloha 16: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023.....	199
Příloha 17: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2023.....	200
Příloha 18: Analýza časových řad živočišné produkce pomocí trendových funkcí v letech 1993-2021	201
Příloha 19: Analýza časových řad živočišné produkce pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	201
Příloha 20: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023.....	202
Příloha 21: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023.....	202

Příloha 22: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2023	203
Příloha 23: Analýza časových řad sklizně pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023	203
Příloha 24: Analýza časových řad sklizně pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	204
Příloha 25: Modelování časových řad sklizně pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	204
Příloha 26: Modelování časových řad sklizně pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	205
Příloha 27: Modelování časových řad sklizně pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	205
Příloha 28: Analýza časových řad hektarových výnosů pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023	206
Příloha 29: Analýza časových řad hektarových výnosů pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	206
Příloha 30: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	207
Příloha 31: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	207
Příloha 32: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	208
Příloha 33: Analýza časových řad živočišné výroby pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023	208
Příloha 34: Analýza časových řad živočišné výroby pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	209
Příloha 35: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025.....	209
Příloha 36: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	210
Příloha 37: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025	210
Příloha 38: Analýza časových řad spotřeby na obyvatele pomocí trendových funkcí v letech 1993-2022	211
Příloha 39: Analýza časových řad spotřeby na obyvatele pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024	212
Příloha 40: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024.....	213
Příloha 41: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024	214
Příloha 42: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024	215

Příloha 1: Analýza časových řad osevních ploch pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Žito	$y' = 83\,234.25 - 4\,311.97 t_i + 80.32 t_i^2$	0,8241	0,8116	65,606 0,0000	15,96
Ječmen	$y' = 664\,924.73 * - 0.026 t_i$	0,915	0,912	310,38 0,0000	6,17
Oves	$y' = 68\,403.79 * - 0.016 t_i$	0,586	0,572	41,054 0,0000	9,62
Kukuřice na zrno	$y' = -1\,036.6 + 9\,382.53 t_i - 225.66 t_i^2$	0,8436	0,8324	75,505 0,0000	16,57
Luskoviny	$y' = 85\,467.47 - 6\,509.41 t_i + 175.0 t_i^2$	0,8682	0,8588	92,236 0,0000	13,72
Brambory	$y' = 103\,296.3 - 6\,812.2 t_i + 140.6 t_i^2$	0,9423	0,9382	228,62 0,0000	10,54
Cukrovka technická	$y' = 106\,792.1 - 4\,559.5 t_i + 104.0 t_i^2$	0,771	0,754	47,070 0,0000	8,39
Řepka	$y' = 174\,907.1 + 16\,197.5 t_i - 320.5 t_i^2$	0,7544	0,7368	42,993 0,0000	8,39
Pícniny na orné půdě	$y' = 1\,028\,202 - 57\,413 t_i + 1\,347 t_i^2$	0,9411	0,9369	223,57 0,0000	6,73

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 2: Analýza časových řad osevních ploch pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (ha)	-95% +95% predikce	2025 predikce (ha)	-95% +95% predikce
Žito	11,44	16,67	27 501	17 988 37 014	28 410	17 636 39 184
Ječmen	8,11	9,89	290 568	247 762 340 770	283 148	241 210 332 377
Oves	4,82	22,87	40 507	30 696 54 253	39 849	30 149 52 671
Kukuřice na zrno	1,36	13,22	68 126	54 680 81 572	62 840	47 613 78 068
Luskoviny	0,18	5,04	56 365	49 156 63 573	61 230	53 066 69 394
Brambory	40,49	46,05	29 306	22 248 36 364	31 634	23 641 39 627
Cukrovka technická	14,97	18,96	67 341	58 347 76 336	69 539	59 353 79 725
Řepka	3,87	11,91	365 019	324 060 405 979	360 383	313 996 406 770
Pícniny na orné půdě	25,96	25,69	570 691	521 005 620 377	600 856	544 586 657 127

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 3: Modelování časových řad osevních ploch pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Model exponenciálního vyrovnávání	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (ha)	2025 predikce (ha)
Žito	Damped trend	19,30	11,45	7,16	21 433	19 812
Ječmen	Holt	5,75	2,90	16,99	306 010	294 413
Oves	Holt	10,08	5,86	25,26	40 039	39 140
Kukuřice na zrno	Holt	9,91	11,99	11,70	75 837	77 971
Luskoviny	Damped trend	13,43	9,17	18,96	54 189	56 235
Brambory	Simple	8,93	3,50	10,08	20 947	20 947
Cukrovka technická	Holt	7,66	3,19	4,66	57 552	56 302
Řepka	Holt	7,37	7,84	8,46	385 925	391 906
Pícniny na orné půdě	Damped trend	4,47	2,06	12,50	451 255	447 458

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 4: Modelování časových řad osevních ploch pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koef. nesouladu T_H (%)	Predikce 2024 2025 (ha)
Pšenice	(0,0,0)	Bez zlomu	-	3,98	1,61	3,80	830 487 830 487
Žito	(0,0,0) t, c, t_{2004}	7,6184 0,0024	-3 920,1 2 968,4	17,19	14,43	14,85	20 737 19 786
Ječmen	(0,0,0) t, c, t_{2016}	4,1258 0,0273	-13 380,6 9 698,7	5,20	7,13	7,17	314 512 310 830
Oves	(0,0,0) t, c, t_{2016}	2,9880 0,0458	-1 234,6 1 826,7	8,48	16,15	15,75	48 203 48 796
Kukuřice na zrno	(0,1,0) c, t_{2014}	68,1475 0,0000	4 113,8 -7 936,6	9,31	3,99	15,75	69 880 66 057
Luskoviny	(1,0,0) t, c, t_{2009}	35,5879 0,0000	0,649 -4 144,1 6 186,6	13,20	9,89	13,99	52 555 53 685
Brambory	(1,0,0) t, c, t_{2004}	55,9162 0,0000	0,356 -6 364,8 5 506,3	7,58	7,36	12,76	18 854 17 556
Cukrovka technická	(1,0,0) t, c, t_{2009}	18,9385 0,0000	0,432 -3 077,3 3 587,0	5,98	4,60	9,40	61 465 62 903
Řepka	(1,0,0) t, c, t_{2012}	8,5582 0,0013	0,590 10 367,9 -11 351,8	6,85	8,47	7,46	376 159 373 524
Pícniny na orné půdě	(1,0,0) t, c, t_{2009}	183,022 0,0000	0,440 -36 668,4 44 032,5	3,35	10,82	13,57	488 633 507 429

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 5: Modelování časových řad osevních ploch pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (ha)	2025 predikce (ha)
Pšenice	4,28	2,50	3,35	835 128	840 639
Žito	11,12	10,58	30,96	25 168	26 033
Ječmen	3,71	1,20	1,66	314 071	310 044
Oves	7,38	10,95	19,91	44 251	41 765
Kukuřice na zrno	11,08	8,03	32,02	77 182	76 203
Luskoviny	10,93	13,41	48,82	50 903	54 361
Brambory	9,06	3,76	3,99	22 276	22 284
Cukrovka technická	4,26	2,64	4,66	61 145	61 741
Řepka	3,66	0,67	11,92	427 392	447 749
Pícniny na orné půdě	4,97	8,46	25,48	463 281	466 120

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 6: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí trendových funkcí v letech 1993-2022

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Skot	$y' = 2\,344\,233,77 - 102\,827,25 t_i + 2\,537,415 t_i^2$	0,924	0,919	164,681 0,0000	3,77
Krávy	$y' = 872\,009,516 - 34\,178,975 t_i + 875,58 t_i^2$	0,899	0,892	120,437 0,0000	3,39
Prasata	$y' = 4\,845\,701,236 - 187\,219,867 t_i + 2\,236,806 t_i^2$	0,948	0,944	243,681 0,0000	9,16
Prasnice	$y' = 425\,547,359 * - 0,058 t_i$	0,914	0,911	298,089 0,0000	13,87
Koně	$y' = 17\,232,946 * 0,027 t_i$	0,887	0,883	218,957 0,0000	6,86
Drůbež	$y' = 29\,540\,710,9 * - 0,01 t_i$	0,539	0,523	32,766 0,0000	6,57
Slepice	$y' = 15\,332\,063,2 - 912\,665,595 t_i + 22\,871,94 t_i^2$	0,827	0,815	64,679 0,0000	9,69

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 7: Analýza časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce (ks)	-95% +95% predikce	2024 predikce (ks)	-95% +95% predikce
Skot	11,64	16,49	1 595 045	1 401 664 1 788 426	1 652 075	1 451 581 1 852 569
Krávy	10,81	14,33	653 894	582 966 724 821	674 876	601 339 748 413
Prasata	18,06	32,24	1 191 456	582 906 1 800 006	1 145 155	514 220 1 776 090
Prasnice	10,03	14,49	69 456	48 886 98 681	65 511	46 009 93 280
Koně	5,78	10,31	40 026	33 083 48 426	41 129	33 955 49 820
Drůbež	5,84	10,29	21 629 807	18 027 968 25 951 264	21 413 415	17 827 387 25 720 782
Slepice	16,23	9,15	9 019 364	6 345 858 11 692 870	9 547 630	6 775 781 12 319 480

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 8: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Model exponenciálního vyrovnávání	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce (ks)	2024 predikce (ks)
Skot	Brown	2,21	0,91	0,94	1 435 769	1 450 286
Krávy	Holt	1,83	0,97	0,69	584 645	584 284
Prasata	Holt	5,15	2,47	14,43	1 315 258	1 299 067
Prasnice	Brown	6,38	11,18	4,45	78 092	74 263
Ovce	Holt	5,84	2,83	12,99	157 821	142 926
Koně	Holt	5,41	8,45	8,93	37 401	38 125
Drůbež	Holt	5,28	2,24	5,68	22 770 595	22 514 449
Slepice	Holt	7,23	4,01	13,12	7 453 737	7 250 102

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 9: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	predikce (ks) 2023 2024
Skot	(1,0,0) t, c, t_{2004}	104,435 0,0000	0,635 -100 444 103 489	1,96	0,85	0,69	1 421 553 1 422 853
Krávy	(1,0,0) t, c, t_{2002}	122,516 0,0000	0,647 -41 160 41 861	1,75	0,66	0,61	586 065 585 153
Prasata	(1,0,0) t, c, t_{2012}	23,274 0,0000	0,704 -154 024 113 339	3,84	2,31	3,82	1 385 926 1 340 868
Prasnice	(0,1,1) c	Bez zlomu	0,539 -8 862	5,35	7,32	16,51	68 816 59 954
Ovce	(1,0,0) t, c, t_{1999}, t_{2016}	22,330 0,0000	0,572 -34 276 44 026 -18 365	4,99	1,61	8,46	167 263 159 610
Koně	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,612 700	5,44	6,29	7,75	37 876 38 631
Drůbež	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,674 -231 769	4,75	0,37	7,32	22 497 343 22 065 456
Slepice	(1,0,0) t, c, t_{2002}, z_{2002}	134,127 0,0000	0,459 -213 106 -5 251 058 283 779	5,30	3,55	12,52	7 637 472 7 681 424

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 10: Modelování časových řad stavů hospodářských zvířat pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (ks)	2025 predikce (ks)
Skot	1,09	0,47	3,54	1 422 407	1 432 231
Krávy	1,07	0,13	2,79	592 531	597 955
Prasata	3,17	6,37	2,64	1 456 575	1 453 454
Prasnice	5,95	10,18	5,39	90 974	91 985
Ovce	3,48	11,50	17,88	131 565	98 047
Koně	5,23	7,28	7,26	34 962	35 011
Drůbež	4,37	5,18	7,70	21 829 997	20 812 117
Slepice	7,93	17,53	5,41	7 971 804	8 004 839

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 11: Ověření předpokladů normality a homogenity rozptylů pomocí Shapiro-Wilkova testu a Levenova testu.

	Shapiro-Wilkův test		Leveneův test	
Pšenice	SW-W = 0,8924	p = 0,246 3	F = 10,203	p = 0,000 13***
Žito	SW-W = 0,7536	p = 0,021 6*	F = 3,2238	p = 0,038 88*
Ječmen	SW-W = 0,8739	p = 0,164 4	F = 8,0416	p = 0,000 59***
Oves	SW-W = 0,7154	p = 0,003 4**	F = 10,053	p = 0,000 14***
Kukuřice	SW-W = 0,7076	p = 0,002 7**	F = 2,4758	p = 0,083 77
Hrách	SW-W = 0,8056	p = 0,065 9	F = 22,026	p = 0,000 00***
Brambory	SW-W = 0,8848	p = 0,209 0	F = 8,6679	p = 0,000 37***
Cukrová řepa	SW-W = 0,8849	p = 0,209 5	F = 6,4282	p = 0,002 11**
Řepka	SW-W = 0,8305	p = 0,108 5	F = 23,049	p = 0,000 00***
Hořčice	SW-W = 0,6979	p = 0,005 9**	F = 4,8485	p = 0,008 24**
Mák	SW-W = 0,8045	p = 0,032 0*	F = 13,168	p = 0,000 02***
Ostatní krmné plodiny	SW-W = 0,8803	p = 0,189 8	F = 4,7385	p = 0,009 11**

Zdroj: Vlastní zpracování dat z FADN CZ (2023)

Pokud je $P < 0,05$, pak předpoklad normality/homogenity rozptylů nebyl splněn. Výsledky Shapiro - Wilkova testu uvádějí pouze skupiny s nejnižší p-hodnotou. Hladina významnosti je uvedena jako $P < 0.05$ *, $P < 0.01$ **, $P < 0.001$ ***.

Příloha 12: Ověření předpokladů normality a homogenity rozptylů pomocí Shapiro-Wilkova testu a Levenova testu.

	Shapiro-Wilkův test		Leveneův test	
Dojnice	SW-W = 0,7235	p = 0,002 7**	F = 1,6362	p = 0,200 44
Ostatní skot	SW-W = 0,9081	p = 0,303 0	F = 4,1822	p = 0,013 19*
Ovce a kozy	SW-W = 0,8380	p = 0,054 8	F = 17,357	p = 0,000 00***
Prasata	SW-W = 0,7783	p = 0,011 5*	F = 1,3577	p = 0,273 31
Drůbež	SW-W = 0,6719	p = 0,000 7***	F = 3,3026	p = 0,032 63*

Zdroj: Vlastní zpracování dat z FADN CZ (2023)

Pokud je $P < 0,05$, pak předpoklad normality/homogenity rozptylů nebyl splněn. Výsledky Shapiro - Wilkova testu uvádějí pouze skupiny s nejnižší p-hodnotou. Hladina významnosti je uvedena jako $P < 0.05$ *, $P < 0.01$ **, $P < 0.001$ ***.

Příloha 13: Analýza časových řad rostlinné produkce pomocí trendových funkcí v letech 1993-2021

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Produkce celkem	$y' = 75\,312\,582$				4,17
Rostlinná produkce	$y' = 33\,410\,690,1 + 248\,383,987 t_i$	0,377	0,354	16,333 0,0004	5,80
Obiloviny	$y' = 13\,601\,756,4 * 0,008^{t_i}$	0,355	0,332	14,890 0,0006	6,74
Pšenice	$y' = 6\,922\,076,493 + 108\,849,563 t_i$	0,460	0,440	22,993 0,0001	8,86
Žito	$y' = 795\,384,129 - 132\,879,907 \ln t_i$	0,465	0,445	23,496 0,0000	22,27
Ječmen	$y' = 5\,296\,204,74 - 475\,901,19 \ln t_i$	0,506	0,488	27,673 0,0000	7,53
Oves	$y' = 599\,663,835 - 21\,469,889 t_i + 527,153 t_i^2$	0,434	0,391	9,971 0,0006	11,45
Kukuřice na zrno	$y' = 217\,916,05 * t_i^{0,706}$	0,778	0,769	94,373 0,0000	27,47
Luštěniny	$y' = 991\,899,257 - 79\,687,115 t_i + 2\,209,609 t_i^2$	0,820	0,806	59,266 0,0000	17,89
Sláma	$y' = 736\,199,261 - 20\,135,163 t_i + 622,521 t_i^2$	0,256	0,199	4,478 0,0213	9,07
Brambory	$y' = 3\,702\,926,138 - 725\,319,47 \ln t_i$	0,777	0,769	94,076 0,0000	12,07
Cukrovka	$y' = 1\,854\,151,368 - 43\,253,224 t_i + 1\,644,312 t_i^2$	0,259	0,201	4,533 0,0205	10,16
Olejniny	$y' = 1\,915\,248,735 + 380\,007,441 t_i - 7\,682,006 t_i^2$	0,819	0,805	58,661 0,0000	10,24
Řepka	$y' = 1\,499\,899,548 * t_i^{0,383}$	0,713	0,702	67,005 0,0000	14,60
Píce	$y' = 6\,583\,405,026 - 284\,702,478 t_i - 284\,702,478 t_i^2$	0,710	0,688	31,830 0,0000	6,53
Ovoce	$y' = 1\,756\,855,780 * -0,013^{t_i}$	0,412	0,391	18,952 0,0002	10,59
Zelenina	$y' = 2\,271\,923,326 - 135\,782,072 t_i + 3\,236,566 t_i^2$	0,862	0,851	81,143 0,0000	9,78
Vinné hrozny	$y' = 415\,263,986 * 0,018^{t_i}$	0,362	0,338	15,320 0,0006	16,18
Chmel	$y' = 987\,593,552 - 46\,967,482 t_i + 1\,323,685 t_i^2$	0,439	0,396	10,168 0,0005	14,81
Okrasné květiny a dřeviny	$y' = 556\,406,488 * 0,078^{t_i}$	0,837	0,831	139,115 0,0000	25,28

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 14: Analýza časových řad rostlinné produkce pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kč)	-95% +95% predikce	2023 predikce (tis. Kč)	-95% +95% predikce
Produkce celkem	3,25	3,32	75 312 582		75 312 582	
Rostlinná produkce	5,37	4,56	40 613 826	34 781 726 46 942 693	41 110 594	34 989 708 47 231 480
Obiloviny	2,08	3,13	17 157 374	14 068 772 20 924 035	17 290 704	14 159 416 21 114 462
Pšenice	1,82	2,95	10 187 563	7 941 684 12 433 442	10 296 413	8 035 611 12 557 215
Žito	1,95	21,47	343 433	81 429 605 438	339 076	76 692 601 461
Ječmen	0,60	2,50	3 677 571	2 812 931 4 542 211	3 661 966	2 796 072 4 527 861
Oves	18,74	18,68	430 005	263 493 596 517	440 691	267 647 613 735
Kukuřice na zrno	9,22	19,61	2 406 213	1 201 220 4 819 982	2 462 576	1 228 120 4 937 859
Luštěniny	3,16	21,56	589 934	379 235 800 634	645 033	426 068 863 998
Sláma	3,58	9,60	692 414	516 678 868 149	710 252	527 623 892 882
Brambory	14,89	14,56	1 235 971	521 256 1 950 687	1 212 188	496 436 1 927 941
Cukrovka	2,43	19,51	2 036 435	1 545 336 2 527 535	2 093 485	1 583 120 2 603 851
Olejniny	10,10	12,99	6 401 667	4 805 993 7 997 341	6 313 072	4 654 799 7 971 345
Řepka	25,95	15,21	5 526 033	3 531 763 8 646 400	5 595 945	3 574 124 8 761 477
Píce	0,05	8,62	5 174 059	4 152 080 6 196 038	5 372 729	4 310 658 6 434 801
Ovoce	5,25	4,60	1 203 547	903 689 1 602 901	1 188 467	890 669 1 585 835
Zelenina	5,54	4,69	1 111 370	724 977 1 497 764	1 173 019	771 467 1 574 571
Vinné hrozny	3,03	12,91	714 237	452 277 1 127 926	727 265	459 131 1 151 993
Chmel	15,17	12,33	769 886	476 417 1 063 354	803 663	498 682 1 108 644
Okrasné květiny a dřeviny	16,76	23,25	5 833 890	3 024 146 11 254 174	6 309 240	3 256 309 12 224 429

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 15: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí exponenciálního vyrovňování a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	Model exponenciálního vyrovňování	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kč)	2023 predikce (tis. Kč)
Produkce celkem	Holt	3,37	0,90	1,69	79 053 425	79 668 228
Rostlinná produkce	Damped trend	5,89	5,03	4,58	41 031 575	41 279 990
Obiloviny celkem	Holt	6,96	1,58	3,11	17 331 492	17 450 301
Pšenice	Holt	9,01	1,08	2,92	10 112 806	10 221 654
Žito	Holt	24,30	13,75	40,12	347 515	341 963
Ječmen	Damped trend	8,35	5,33	7,15	3 459 950	3 413 781
Oves	Holt	13,76	30,13	28,86	357 568	351 913
Kukuřice na zrno	Holt	23,96	22,95	64,40	2 341 222	2 406 977
Luštěniny	Holt	20,98	20,94	30,25	565 957	589 172
Sláma	Simple	10,83	5,98	6,55	633 126	633 126
Brambory	Holt	13,74	7,31	11,30	1 377 656	1 387 648
Cukrovka	Simple	10,85	9,46	6,71	1 842 906	1 842 906
Olejniny	Holt	12,55	16,41	25,70	6 766 496	6 666 869
Řepka	Holt	16,43	40,00	29,60	6 029 239	6 163 099
Píce	Simple	8,50	8,85	17,94	4 856 511	4 856 511
Ovoce	Holt	11,00	5,22	4,48	1 202 348	1 184 040
Zelenina	Damped trend	10,48	9,37	24,80	1 103 992	1 135 671
Vinné hrozny	Holt	17,00	0,19	13,04	719 950	729 737
Chmel	Simple	17,77	25,12	22,41	726 783	726 783
Okrasné květiny a dřeviny	Brown	8,15	2,48	19,57	4 959 613	5 221 696

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 16: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2022 2023 (tis. Kč)
Produkce	(0,0,0) t, c, t_{2004}	11,704 0,0003	-1 105 586,1 1 382 691,5	2,78	2,01	2,86	76 846 818 77 123 924
Rostlinná produkce	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	248 384	5,80	5,37	4,56	40 613 826 41 110 594
Obiloviny	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	118 695,9	6,76	2,06	3,22	17 147 610 17 266 306
Pšenice	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	108 849,6	8,86	1,82	2,95	10 187 563 10 296 413
Žito	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	-12 635,1	23,92	16,76	16,77	279 353 266 717
Ječmen	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	-46 208,9	8,08	6,05	7,80	3 433 715 3 387 506
Oves	(0,0,0) t, c, t_{2002}	4,8126 0,0171	-21 427,5 19 886,6	11,43	24,71	23,02	385 326 383 785
Kukuřice na zrno	(0,1,0) c	Bez zlomu	77 163,8	28,16	13,94	17,54	2 646 064 2 723 228
Luštěniny	(1,0,0) t, c, t_{2014}	20,9836 0,0000	0,600 -34 593,9 86 057,9	17,89	6,73	21,81	606 402 659 640
Sláma	(0,0,0) t, c, t_{2004}	15,9562 0,0000	-19 359,7 25 499,9	8,73	0,59	4,39	661 557 667 697
Brambory	(0,0,0) t, c, t_{2004}	5,9593 0,0077	-153 634,4 125 521,0	11,58	14,45	17,26	1 260 957 1 232 844
Cukrovka	(0,0,0) t, c, t_{2000}	4,6960 0,0186	-76 358,9 94 490,7	10,05	4,41	7,48	1 893 978 1 912 110
Olejniny	(0,0,0) t, c, t_{2014}	8,1532 0,0019	212 290,3 -303 257,8	11,40	10,94	8,92	6 180 661 6 089 693
Řepka	(0,0,0) t, c, t_{2016}	5,0511 0,0144	175 071,6 -323 011,0	12,22	17,18	16,37	4 701 605 4 553 666
Píce	(0,0,0) t, c, t_{2004}	34,2657 0,0000	-253 295,7 293 911,9	5,73	8,12	6,49	4 702 314 4 742 930
Ovoce	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	-18 308,2	10,74	5,41	4,67	1 198 938 1 180 629
Zelenina	(0,0,0) t, c, t_{2002} , Z_{2002}	46,4082 0,0000	-41 226,8 -673 511,6 40 854,5	8,68	19,59	19,55	924 657 924 285
Vinné hrozny	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	9 779,5	16,61	3,53	12,08	708 138 717 918
Chmel	(0,0,0) t, c, t_{1999}	10,2162 0,0006	-92 591,0 94 145,7	13,91	26,13	20,96	648 193 649 748
Okrasné dřeviny a květiny	(0,1,0) t_{1999}	19,5722 0,0000	173 998,0	9,97	0,74	11,11	4 888 651 5 062 649

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 17: Modelování časových řad rostlinné produkce pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2023

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kč)	2023 predikce (tis. Kč)
Produkce	1,68	0,06	4,01	77 666 919	77 666 981
Rostlinná produkce	6,42	13,50	6,30	40 118 139	40 106 300
Obiloviny	4,52	6,11	4,10	18 608 751	17 195 035
Pšenice	8,94	1,07	1,85	9 816 658	9 761 232
Žito	18,64	4,32	31,94	239 701	255 457
Ječmen	6,05	3,84	4,15	3 548 851	3 453 400
Oves	10,68	21,13	22,92	404 281	393 116
Kukuřice na zrno	11,60	26,94	34,49	2 252 702	2 345 421
Luštěniny	15,71	34,84	25,98	496 742	473 555
Sláma	8,50	8,44	5,68	642 524	649 490
Brambory	12,19	6,40	14,79	1 326 033	1 337 520
Cukrovka	6,35	14,89	8,99	1 775 266	1 774 035
Olejniny	11,23	2,69	19,21	6 690 058	6 669 415
Řepka	16,77	39,90	34,35	5 138 469	5 222 082
Píce	7,92	7,78	11,96	4 480 846	4 635 696
Ovoce	9,26	2,19	15,57	1 182 682	1 173 536
Zelenina	8,41	6,98	11,08	1 304 281	1 553 569
Vinné hrozny	9,87	9,82	13,25	612 567	743 511
Chmel	13,28	36,41	20,15	606 655	596 600
Okrasné květiny a dřeviny	8,41	21,24	14,69	4 740 045	4 789 804

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 18: Analýza časových řad živočišné produkce pomocí trendových funkcí v letech 1993-2021

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Živočišná produkce	$y' = 48\,028\,198,9 - 1\,177\,228,2 t_i + 26\,462,224 t_i^2$	0,903	0,895	120,851 0,0000	2,62
Skot a telata	$y' = 8\,066\,208,699 - 287\,134,916 t_i + 7\,398,579 t_i^2$	0,651	0,624	24,226 0,0000	5,85
Prasata	$y' = 16\,093\,059,5 - 642\,754,429 t_i + 9\,832,31 t_i^2$	0,938	0,934	197,796 0,0000	7,17
Ovce	$y' = 32\,788,828 * 0,067^{t_i}$	0,529	0,512	0,0001	39,15
Kozy	$y' = 5\,926,841 - 270,885 t_i + 11,89 t_i^2$	0,422	0,377	9,483 0,0008	18,73
Drůbež	$y' = 2\,788\,573,992 * t_i^{0,214}$	0,576	0,560	36,628 0,0000	12,73
Kravné mléko	$y' = 14\,669\,206,1 - 388\,462,866 t_i + 13\,570,004 t_i^2$	0,872	0,863	88,924 0,0000	2,02
Vejce	$y' = 3\,342\,447,759 - 86\,297,094 t_i + 1\,968,97 t_i^2$	0,666	0,641	25,973 0,0000	5,23
Ryby	$y' = 380\,122,649 + 4\,565,947 t_i - 68,716 t_i^2$	0,649	0,622	24,067 0,0000	3,19
Králici	$y' = 1\,017\,010,437 - 34\,631,481 t_i + 736,630 t_i^2$	0,975	0,973	506,226 0,0000	2,02
Stájová hnojiva	$y' = 1\,363\,767,95 - 54\,466,246 t_i + 1\,163,608 t_i^2$	0,980	0,978	627,280 0,0000	1,98

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 19: Analýza časových řad živočišné produkce pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koef. nesouladu T _H (%)	2022 predikce (tis. Kčs)	-95% +95% predikce	2023 predikce (tis. Kčs)	-95% +95% predikce
Živočišná produkce	3,51	3,39	36 527 355	33 533 770 39 520 940	36 964 322	33 853 298 40 075 347
Skot a telata	30,97	26,81	6 110 883	4 786 199 7 435 566	6 275 061	4 898 410 7 651 713
Prasata	8,88	27,89	5 659 506	3 731 137 7 587 875	5 616 522	3 612 502 7 620 542
Ovce	103,9	97,36	245 397	73 565 818 597	262 427	78 042 882 439
Kozy	35,35	58,02	8 502	5 442 11 563	8 957	5 776 12 138
Drůbež	21,34	12,71	5 765 518	4 115 008 8 078 039	5 806 034	4 141 899 8 138 786
Kravné mléko	2,96	4,27	15 228 323	14 394 413 16 062 234	15 667 631	14 801 005 16 534 256
Vejce	7,10	9,11	2 525 608	2 062 302 2 988 914	2 559 418	2 077 936 3 040 900
Ryby	1,29	7,70	455 257	415 496 495 017	455 631	414 311 496 951
Králici	2,76	2,60	641 033	594 618 687 448	651 336	603 100 699 572
Stájová hnojiva	3,59	3,28	777 028	711 828 842 228	793 541	725 784 861 299

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 20: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	Model exponenciálního vyrovnávání	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kčs)	2023 predikce (tis. Kčs)
Živočišná produkce	Brown	2,42	5,45	2,97	35 723 962	35 647 334
Skot a telata	Brown	5,94	14,64	7,97	4 988 057	4 850 738
Prasata	Damped trend	5,20	5,88	14,08	5 808 069	5 498 696
Ovce	Simple	39,33	2,87	29,48	127 859	127 859
Kozy	Holt	17,65	8,74	38,24	5 242	4 458
Drůbež	Damped trend	8,21	12,98	8,15	4 742 721	4 616 434
Kravské mléko	Damped trend	2,33	0,86	1,12	14 654 235	14 841 170
Vejce	Holt	4,53	6,19	6,33	2 604 974	2 578 109
Ryby	Holt	2,66	3,59	6,05	450 271	452 774
Králíci	Damped trend	1,64	0,05	0,20	618 980	618 346
Stájová hnojiva	Damped trend	2,41	0,09	2,57	742 910	742 354

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 21: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2022-2023

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2022 2023 (tis. Kčs)
Živočišná produkce	(0,0,0) t, c, t_{2012}	68,1928 0,0000	-682 846,7 1 004 884,2	1,60	6,32	3,57	37 081 344 37 403 381
Skot a telata	(0,0,0) t, c, t_{2004}	23,3128 0,0000	-276 831,2 301 513,7	4,19	21,43	14,09	5 740 166 5 764 849
Prasata	(0,0,0) t, c, t_{2014}	29,9169 0,0000	-455 457,0 520 414,1	4,19	9,25	5,68	6 558 115 6 623 072
Kozy	(0,0,0) t, c, t_{2000}	13,4832 0,0001	-646,2 839,1	16,20	19,35	29,43	7 657 7 850
Drůbež	(1,0,0) t, c, t_{2009}	21,3211 0,0000	0,764 183 557,9 -258 257,5	8,06	10,58	5,02	4 720 145 4 651 708
Kravské mléko	(0,0,0) t, c, t_{1997}, t_{2010}	37,835 34,0941 0,0000	-796 596,8 729 874,1 287 432,5	1,71	0,61	0,86	14 657 094 14 877 804
Vejce	(1,0,0) t, c, t_{2007}	8,4861 0,0015	0,651 -58 299,7 63 752,5	3,72	6,01	6,01	2 592 848 2 569 367
Ryby	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,613 2 182,4	2,38	2,21	6,02	456 088 460 354
Králíci	(0,0,0) t, c, t_{2009}	182,122 0,0000	-22 860,9 23 040,1	1,17	0,48	0,62	622 194 622 373
Stájová hnojiva	(0,0,0) t, c, t_{2010}	48,4085 0,0000	-32 971,2 33 782,6	2,37	0,07	0,86	743 781 744 592

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 22: Modelování časových řad živočišné produkce pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2023

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2022 predikce (tis. Kč)	2023 predikce (tis. Kč)
Živočišná produkce	1,63	8,75	9,17	34 804 379	34 520 411
Skot a telata	4,61	15,78	7,32	5 307 823	5 379 410
Prasata	3,24	2,36	8,94	6 229 194	6 233 975
Ovce	21,53	5,06	15,20	137 626	151 433
Kozy	25,44	4,88	17,22	5 405	4 662
Drůbež	4,83	9,82	6,84	4 498 848	4 447 288
Kravné mléko	1,21	4,32	3,84	14 214 030	14 256 401
Vejce	4,27	4,03	6,30	2 475 903	2 422 657
Ryby	1,69	1,29	4,42	452 437	451 286
Králíci	0,99	0,15	0,09	619 450	619 319
Stájová hnojiva	1,70	0,47	0,91	764 589	778 984

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 23: Analýza časových řad sklizně pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Pšenice	$y' = 3\,448\,162,832 + 55\,650,984 t_i$	0,520	0,504	31,470 0,0000	8,46
Žito	$y' = 294\,567,992 - 49\,203,18 \ln t_i$	0,486	0,468	27,389 0,0000	20,88
Ječmen	$y' = 2\,511\,692,598 - 220\,652,349 \ln t_i$	0,510	0,493	30,151 0,0000	7,32
Oves	$y' = 240\,669,035 - 27\,528,517 \ln t_i$	0,430	0,411	21,902 0,0001	12,12
Kukuřice na zrno	$y' = 90\,017,382 + t_i^{0,665}$	0,744	0,735	84,214 0,0000	29,43
Luskoviny	$y' = 200\,035,798 - 15\,656,132 t_i + 429,032 t_i^2$	0,810	0,796	59,583 0,0000	17,24
Brambory	$y' = 2\,098\,014,31 - 458\,310,01 \ln t_i$	0,807	0,801	121,403 0,0000	15,15
Řepka	$y' = 338\,626,542 + 60\,088,846 t_i - 969,298 t_i^2$	0,739	0,721	39,730 0,0000	13,95
Píceiny na orné půdě	$y' = 6\,545\,749,248 - 448\,468,094 t_i + 13\,363,452 t_i^2$	0,833	0,821	69,990 0,0000	8,50

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 24: Analýza časových řad sklizně pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t)	-95% +95% predikce	2025 predikce (t)	-95% +95% predikce
Pšenice	1,92	1,78	5 228 994	4 152 316 6 305 672	5 284 645	4 201 677 6 367 614
Žito	0,56	1,24	124 043	30 949 217 137	122 529	29 317 215 740
Ječmen	0,62	4,09	1 746 970	1 349 071 2 144 869	1 740 180	1 341 779 2 138 582
Oves	24,99	21,40	145 263	87 018 203 507	144 415	86 097 202 733
Kukuřice na zrno	81,55	40,78	902 298	440 247 1 849 284	920 954	448 943 1 889 230
Luskoviny celkem	18,44	9,58	138 368	95 978 180 758	150 599	106 744 194 454
Brambory	9,30	19,26	509 633	97 761 921 504	495 530	83 139 907 921
Řepka	4,06	21,60	1 268 908	871 677 1 666 138	1 265 993	855 035 1 676 951
Pícniny na orné půdě	36,22	29,25	5 878 946	4 797 039 6 960 852	6 299 102	5 179 806 7 418 398

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 25: Modelování časových řad sklizně pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Model exponenciálního vyrovnávání	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t)	2025 predikce (t)
Pšenice	Holt	8,49	1,43	2,13	5 260 361	5 316 012
Žito	Holt	23,76	14,82	17,76	105 084	100 702
Ječmen	Holt	8,51	5,83	9,92	1 658 245	1 638 524
Oves	Damped trend	12,96	23,31	24,07	136 935	135 360
Kukuřice na zrno	Holt	25,41	57,97	31,68	667 702	688 417
Luskoviny	Simple	20,33	10,99	21,25	111 675	111 675
Brambory	Damped trend	15,85	19,67	10,16	692 893	706 059
Cukrovka technická	Brown	10,62	4,21	6,92	3 968 308	3 988 696
Řepka	Damped trend	16,40	6,65	27,37	1 290 112	1 315 202
Pícniny na orné půdě	Damped trend	10,17	32,58	30,89	4 604 389	4 548 824

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 26: Modelování časových řad sklizně pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2024 2025 (t)
Pšenice	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	55 651,0	8,46	1,92	1,78	5 228 994 5 284 645
Žito	(0,0,0) t, c, t_{2002}	2,096 ¹¹ 0,045	-12 784,5 10 295,5	20,09	3,43	3,40	118 840 116 351
Ječmen	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	-19 721,8	8,10	6,73	8,05	1 640 298 1 620 576
Oves	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	- 2 212,8	13,43	18,78	25,50	135 916 133 704
Kukuřice na zrno	(1,1,0)	Bez zlomu	-0,379 0,443	27,02	58,47	29,82	557 530 538 587
Luskoviny	(1,0,0) t, c, t_{2010}	29,3392 0,0000	-8 490,7 13 876,7	17,45	11,11	12,89	118 832 125 003
Brambory	(0,0,0) t, c, t_{2004}	11,7379 0,0002	-105 237,8 90 832,4	12,52	1,57	15,36	551 842 537 437
Cukrovka technická	(0,0,0) t, c, t_{2004}	3,9236 0,0319	-67 858,5 112 370,4	9,90	7,94	4,65	4 131 928 4 176 440
Řepka	(0,0,0) t, c, t_{2014}	6,6938 0,0044	41 595,5 -47 060,7	13,99	10,48	14,30	1 205 719 1 200 254
Pícniny na orné půdě	(1,0,0) t, c, t_{2004}	58,0364 0,0000	0,546 -376 704,4 481 435,7	9,40	8,99	9,05	4 539 062 4 705 547

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 27: Modelování časových řad sklizně pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t)	2025 predikce (t)
Pšenice	12,68	8,45	7,51	4 680 880	4 557 248
Žito	11,69	4,11	25,90	96 539	64 193
Ječmen	7,35	6,14	5,48	1 736 776	1 709 227
Oves	8,20	33,64	15,03	122 952	122 863
Kukuřice na zrno	34,61	29,31	29,23	716 130	637 656
Luskoviny	16,16	3,48	6,75	110 377	112 323
Brambory	13,73	6,33	6,40	573 574	566 232
Cukrovka technická	4,56	0,93	6,85	3 798 758	3 805 668
Řepka	14,14	7,01	15,86	1 276 435	1 278 433
Pícniny na orné půdě	7,44	16,18	17,67	4 886 821	4 884 287

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

¹¹ Statisticky významný zlom dle t-testu.

Příloha 28: Analýza časových řad hektarových výnosů pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE %
Pšenice	$y' = 4,155 * 0,014^t$	0,655	0,643	54,954 0,0000	6,86
Žito	$y' = 3,288 * 0,016^t$	0,716	0,706	72,946 0,0000	6,93
Ječmen	$y' = 3,60 - 0,20 t_i + 0,002 t_i^2$	0,768	0,751	46,246 0,0000	6,33
Brambory	$y' = 17,301 + 0,627 t_i - 0,009 t_i^2$	0,593	0,563	20,363 0,0000	8,93
Cukrovka technická	$y' = 33,411 + 1,767 t_i - 0,022 t_i^2$	0,885	0,877	107,623 0,0000	5,04
Řepka	$y' = 2,299 + 0,039 t_i$	0,481	0,463	26,841 0,0000	9,38
Pícniny na orné půdě	$y' = 6,605 - 0,188 t_i + 0,01 t_i^2$	0,845	0,834	76,331 0,0000	6,06

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 29: Analýza časových řad hektarových výnosů pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t/ha)	-95% +95% predikce	2025 predikce (t/ha)	-95% +95% predikce
Pšenice	1,79	2,44	6,42	5,26 7,84	6,51	5,33 7,95
Žito	9,11	7,74	5,56	4,51 6,85	5,65	4,58 6,97
Ječmen	7,58	9,24	5,93	5,02 6,83	6,05	5,12 6,99
Brambory	3,68	8,63	28,21	21,79 34,63	28,25	21,61 34,90
Cukrovka technická	3,90	4,05	67,47	58,82 76,13	67,81	58,86 76,77
Řepka	1,84	9,87	3,54	2,73 4,35	3,58	2,76 4,40
Pícniny na orné půdě	14,95	10,69	10,99	9,48 12,52	11,47	9,90 13,04

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 30: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí exponenciálního vyrovňování a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Model exponenciálního vyrovňování	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t/ha)	2025 predikce (t/ha)
Pšenice	Holt	7,03	2,41	2,53	6,42	6,49
Žito	Holt	6,69	6,35	5,70	5,44	5,51
Ječmen	Simple	6,61	0,43	3,15	5,48	5,48
Oves	Holt	9,70	28,35	13,99	3,43	3,44
Kukuřice na zrno	Damped trend	20,92	31,57	19,74	8,83	8,92
Luskoviny	Simple	9,73	10,65	11,39	2,33	2,33
Brambory	Damped trend	9,42	8,39	4,80	29,56	29,90
Cukrovka technická	Holt	5,38	8,18	16,07	69,68	70,74
Řepka	Holt	9,53	0,97	9,15	3,50	3,54
Pícniny na orné půdě	Brown	7,40	11,26	10,62	10,34	10,58

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 31: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2024 2025 (t/ha)
Pšenice	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,071	7,02	2,56	2,60	6,37 6,44
Žito	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,069	6,78	6,94	5,64	5,45 5,52
Ječmen	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,073	7,17	1,39	1,62	5,64 5,71
Oves	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,014	9,45	27,26	13,83	3,43 3,44
Kukuřice na zrno	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,095	21,21	31,28	20,57	8,98 9,08
Luskoviny	(1,1,0)	Bez zlomu	-0,416	12,64	24,13	10,67	2,39 2,39
Brambory	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,341	9,24	8,54	4,87	29,78 30,12
Cukrovka technická	(0,0,0) t, c, t_{2014}	5,8203 0,0079	1,353 -1,084	4,77	1,03	9,31	65,95 66,22
Řepka	(0,0,0) t, c	Bez zlomu	0,039	9,36	1,84	9,87	3,54 3,58
Pícniny na orné půdě	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,591 0,128	8,46	1,25	5,67	9,43 9,44

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 32: Modelování časových řad hektarových výnosů pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce (t/ha)	2025 predikce (t/ha)
Pšenice	8,09	17,01	4,99	6,37	6,38
Žito	5,35	4,11	3,32	5,14	5,18
Ječmen	6,90	1,16	2,04	5,48	5,48
Oves	7,46	21,46	10,49	3,77	3,18
Kukuřice na zrno	16,10	17,19	20,53	8,04	8,13
Luskoviny	7,50	15,30	11,81	2,15	2,20
Brambory	8,42	7,96	17,32	27,37	27,55
Cukrovka technická	4,57	8,37	3,99	65,14	65,57
Řepka	10,49	0,97	9,90	3,45	3,44
Pícniny na orné půdě	6,90	6,10	4,89	9,49	9,49

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 33: Analýza časových řad živočišné výroby pomocí trendových funkcí v letech 1993-2023

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE (%)
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	$y' = 1\,339,147 - 35,817 t_i + 0,460 t_i^2$	0,929	0,924	182,342 0,0000	4,63
Skot (tis. t živé hm.)	$y' = 364,809 - 19,199 t_i + 0,439 t_i^2$	0,918	0,913	157,535 0,0000	7,24
Prasata (tis. t živé hm.)	$y' = 819,134 - 32,029 t_i + 0,451 t_i^2$	0,964	0,962	379,926 0,0000	5,83
Drůbež (tis. t živé hm.)	$y' = 155,206 + 15,431 t_i - 0,431 t_i^2$	0,480	0,443	12,919 0,0001	12,97
Výroba mléka (mil. l)	$y' = 3\,240,359 - 81,608 t_i + 2,827 t_i^2$	0,895	0,887	119,149 0,0000	2,04
Snáška vajec (mil. ks)	$y' = 3\,447,866 - 81,815 t_i + 1,309 t_i^2$	0,740	0,721	39,796 0,0000	6,77
Kmenová včelstva (tis.ks)	$y' = 634,702 - 15,934 t_i + 0,575 t_i^2$	0,632	0,605	23,993 0,0000	4,74

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 34: Analýza časových řad živočišné výroby pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce	-95% +95% predikce	2025 predikce	-95% +95% predikce
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	4,81	11,27	664	532 796	658	521 794
Skot (tis. t živé hm.)	17,05	24,09	200	159 241	209	167 252
Prasata (tis. t živé hm.)	1,80	14,63	256	179 333	253	174 333
Drůbež (tis. t živé hm.)	21,87	31,22	208	119 296	195	104 286
Výroba mléka (mil. l)	1,72	6,76	3 523	3 338 3 708	3 625	3 434 3 817
Snáška vajec (mil. ks)	2,58	9,21	2 200	1 656 2 745	2 204	1 640 2 767
Kmenová včelstva (tis. ks)	19,34	15,74	713	625 802	735	643 826

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 35: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí exponenciálního vyrovňování a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	Model exponenciálního vyrovňování	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce	2025 predikce
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	Holt	3,61	0,93	6,39	673	652
Skot (tis. t živé hm.)	Damped trend	4,98	1,76	1,78	168	168
Prasata (tis. t živé hm.)	Damped trend	4,72	1,63	7,28	248	233
Drůbež (tis. t živé hm.)	Damped trend	6,85	0,15	1,12	262	262
Výroba mléka (mil. l)	Simple	2,26	3,93	3,82	3 384	3 384
Snáška vajec (mil. ks)	Holt	5,24	1,14	4,53	2 118	2 078
Kmenová včelstva (tis. ks)	Holt	5,13	8,45	4,08	612	613

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 36: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2024 2025
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	(1,0,0) t, c, t_{2012}	23,5681 0,0000	0,509 -28,835 21,723	2,60	1,36	2,21	687 680
Skot (tis. t živé hm.)	(0,0,0) t, c, t_{2004}	119,484 0,0000	-18,151 17,718	3,60	1,76	1,78	167 166
Prasata (tis. t živé hm.)	(1,0,0) t, c, t_{2012}	52,9142 0,0000	0,415 -23,848 17,722	3,63	4,29	4,31	260 255
Drůbež (tis. t živé hm.)	(1,0,0) t, c, t_{2009}	18,5357 0,0002	0,831 9,994 -14,615	6,91	3,20	6,91	255 248
Výroba mléka (mil. l)	(0,0,0) t, c, t_{1997}, t_{2010}	36,4415 46,8883 0,0000	-176,111 160,817 65,791	1,67	2,36	1,52	3 373 3 423
Snáška vajec (mil. ks)	(1,0,0) t, c, t_{2014}	7,4034 0,0027	-54,841 59,962	4,42	5,40	7,66	2 207 2 238
Kmenová včelstva (tis. ks)	(1,0,0) t, c, t_{2004}	23,2296 0,0000	0,438 -15,151 23,371	3,92	10,27	6,05	641 662

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 37: Modelování časových řad živočišné výroby pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2024-2025

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2024 predikce	2025 predikce
Výroba jatečných zvířat (tis. t živé hm.)	1,83	2,09	1,92	688	685
Skot (tis. t živé hm.)	2,86	0,59	2,57	170	171
Prasata (tis. t živé hm.)	5,06	11,15	6,78	305	313
Drůbež (tis. t živé hm.)	8,50	4,34	7,26	264	263
Výroba mléka (mil. l)	1,19	5,58	4,96	3 272	3 264
Snáška vajec (mil. ks)	5,19	1,56	5,92	2 146	2 151
Kmenová včelstva (tis. ks)	4,98	8,45	4,81	679	681

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2024)

Příloha 38: Analýza časových řad spotřeby na obyvatele pomocí trendových funkcí v letech 1993-2022

	Trendová funkce	Index determinace	Korigovaný index determinace	F p-hodnota	MAPE (%)
Pšenice (kg/os)	$y' = 116,233 * 0,002^{t_i}$	0,143	0,112	4,656 0,0400	3,23
Žito (kg/os)	$y' = 32,040 - 6,765 \ln t_i$	0,879	0,875	203,840 0,0000	11,54
Kukuřice (kg/os)	$y' = 1,347 - 0,090 t_i + 0,004 t_i^2$	0,818	0,805	60,810 0,0000	12,63
Ostatní obiloviny (kg/os)	$y' = 3,945 - 0,122 t_i + 0,003 t_i^2$	0,531	0,496	15,262 0,0000	13,05
Rýže (kg/os)	$y' = 4,663 - 0,115 t_i + 0,008 t_i^2$	0,893	0,885	112,987 0,0000	6,99
Luštěniny (kg/os)	$y' = 1,695 * 0,022^{t_i}$	0,909	0,906	281,379 0,0000	4,77
Brambory (kg/os)	$y' = 82,273 - 1,117 t_i + 0,022 t_i^2$	0,840	0,829	71,097 0,0000	2,04
Ovoce celkem (kg/os)	$y' = 71,568 * 0,007^{t_i}$	0,565	0,549	36,341 0,0000	3,94
Ovoce mírného pásma (kg/os)	$y' = 44,063 - 0,231 t_i$	0,257	0,231	9,701 0,004	5,46
Zelenina (kg/os)	$y' = 78,947 - 0,064 t_i + 0,016 t_i^2$	0,646	0,619	24,591 0,0000	2,73
Cukr (kg/os)	$y' = 40,063 - 0,191 t_i$	0,346	0,323	14,810 0,0006	4,70
Maso celkem (kg/os)	$y' = 85,377 - 0,808 t_i + 0,025 t_i^2$	0,458	0,418	11,400 0,0003	1,84
Vepřové maso (kg/os)	$y' = 49,259 - 0,953 t_i + 0,027 t_i^2$	0,781	0,765	48,246 0,0000	8,06
Hovězí maso (kg/os)	$y' = 20,748 - 1,127 t_i + 0,025 t_i^2$	0,952	0,948	267,647 0,0000	5,33
Drůbeží maso (kg/os)	$y' = 8,492 + 5,926 \ln t_i$	0,905	0,902	268,238 0,0000	6,99
Králíčí maso (kg/os)	$y' = 5,474 * -0,073^{t_i}$	0,879	0,874	202,833 0,0000	20,05
Mléko konzumní (l/os)	$y' = 55,984 + 21,198 \frac{1}{t_i}$	0,623	0,609	46,200 0,0000	3,69
Vejce (ks/os)	$y' = 323,741 - 6,903 t_i + 0,156 t_i^2$	0,727	0,707	35,943 0,0000	3,94

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 39: Analýza časových řad spotřeby na obyvatele pomocí trendových funkcí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce	-95% +95% predikce	2024 predikce	-95% +95% predikce
Pšenice (kg/os)	3,17	4,80	122,94	112,70 134,11	123,16	112,84 134,42
Žito (kg/os)	14,15	16,91	8,81	4,20 13,42	8,59	3,98 13,21
Kukuřice (kg/os)	0,53	11,74	2,03	1,67 2,39	2,17	1,79 2,54
Ostatní obiloviny (kg/os)	14,40	23,83	2,90	2,08 3,72	2,96	2,11 3,81
Rýže (kg/os)	10,38	13,25	8,65	7,59 9,72	9,03	7,93 10,14
Luštěniny (kg/os)	12,84	16,03	3,39	2,95 3,90	3,47	3,02 3,99
Brambory (kg/os)	1,36	3,10	68,75	64,33 73,18	69,02	64,43 73,61
Ovoce celkem (kg/os)	1,19	2,33	88,93	78,83 100,33	89,56	79,33 101,11
Ovoce mírného pásma (kg/os)	0,85	1,75	51,24	43,53 58,94	51,47	43,72 59,22
Zelenina (kg/os)	6,14	6,54	92,29	85,09 99,50	93,24	85,77 100,70
Cukr (kg/os)	7,89	7,69	34,16	29,02 39,29	33,97	28,80 39,13
Maso celkem (kg/os)	1,65	3,54	84,61	79,96 89,26	85,39	80,57 90,21
Vepřové maso (kg/os)	3,32	2,83	45,70	42,96 48,44	46,45	43,61 49,29
Hovězí maso (kg/os)	12,94	10,17	10,06	8,13 11,99	10,52	8,52 12,52
Drůbeží maso (kg/os)	2,03	4,76	28,84	25,32 32,63	29,03	25,50 32,56
Králíčí maso (kg/os)	1,64	17,13	0,58	0,34 0,98	0,54	0,32 0,91
Mléko konzumní (l/os)	1,97	1,54	56,67	49,89 63,45	56,64	49,87 63,42
Vejce (ks/os)	13,77	9,04	260	228 292	263	230 296

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 40: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí exponenciálního vyrovnávání a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	Model exponenciálního vyrovnávání	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce	2024 predikce
Pšenice (kg/os)	Simple	2,68	0,03	4,49	119,4	119,4
Žito (kg/os)	Damped trend	9,57	1,06	2,56	10,3	10,2
Kukuřice (kg/os)	Damped trend	8,20	5,82	3,65	1,9	2,0
Ostatní obiloviny (kg/os)	Holt	8,70	40,08	29,57	2,7	2,7
Rýže (kg/os)	Simple	7,49	9,60	20,36	8,9	8,9
Luštěniny (kg/os)	Damped trend	4,06	2,44	14,94	3,7	3,9
Brambory (kg/os)	Damped trend	2,42	2,93	3,95	68,4	68,4
Ovoce celkem (kg/os)	Holt	3,36	3,99	2,12	88,3	88,9
Ovoce mírného pásma (kg/os)	Holt	5,19	0,73	1,73	50,9	51,2
Zelenina (kg/os)	Holt	2,93	9,45	6,51	91,4	91,9
Cukr (kg/os)	Holt	3,82	2,14	5,41	36,7	36,5
Maso celkem (kg/os)	Holt	1,85	3,44	2,29	83,4	83,4
Vepřové maso (kg/os)	Holt	2,11	0,59	3,37	43,8	43,7
Hovězí maso (kg/os)	Damped trend	5,80	7,83	3,70	8,8	8,7
Drůbeží maso (kg/os)	Damped trend	3,02	7,40	4,72	27,1	26,2
Králíčí maso (kg/os)	Damped trend	5,05	1,64	18,49	0,6	0,6
Mléko konzumní (l/os)	Simple	3,68	1,87	0,94	57,8	57,8
Vejce (ks/os)	Holt	4,35	9,50	5,15	242	240

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 41: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí Boxovy-Jenkinsovy metodologie a lineární trendové funkce se strukturálními změnami a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	ARIMA model	Chow test p-hodnota	AR Trend Změna trendu	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	Predikce 2023 2024
Pšenice	(1,1,0)	Bez zlomu	-0,458	2,76	0,59	4,78	117,9 118,6
Žito	(0,0,0) t, c, t_{2000}	63,5353 0,0000	-2,918 2,679	8,32	5,68	9,26	9,6 9,4
Kukuřice	(1,0,0) t, c, t_{2006}	57,3893 0,0000	0,789 -0,042 0,108	8,64	0,53	7,19	1,9 2,0
Ostatní obiloviny	(1,0,0) t, c, t_{2010}	4,46198 0,0000	0,366 -0,070 0,084	7,24	32,30	22,25	2,7 2,8
Rýže	(0,0,0) t, c, t_{2010}	33,6592 0,0000	0,018 0,261	6,23	10,71	12,40	8,5 8,8
Luštěniny	(0,0,0) t, c, t_{2007}	20,2084 0,0000	0,016 0,071	3,81	10,57	12,26	3,6 3,7
Brambory	(0,0,0) t, c, t_{2009}	14,530 0,0001	-0,770 0,704	1,96	2,07	3,28	68,0 68,0
Ovoce celkem	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,659 0,541	2,96	3,42	2,22	88,1 88,8
Ovoce mírného pásma	(0,0,0) t, c, t_{2009}, z_{2009}	6,0149 0,0071	0,748 -4,941 -0,595	4,30	2,82	5,49	49,7 49,8
Zelenina	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,385 0,433	2,54	8,30	7,03	88,9 89,8
Cukr	(1,0,0) t, c	Bez zlomu	0,649 -0,155	3,50	3,77	6,14	36,1 35,5
Maso celkem	(0,0,0) t, c, t_{2014}	25,5092 0,0000	-0,302 1,164	1,47	4,04	2,08	86,0 86,9
Vepřové maso	(1,0,0) t, c, t_{2000}	73,9213 0,0000	0,551 -1,092 1,127	1,89	0,32	4,40	43,4 43,2
Hovězí maso	(1,0,0) t, c, t_{2012}	23,0861 0,0000	0,768 -0,608 0,707	5,41	7,83	3,87	8,9 9,0
Drůbeží maso	(1,0,0) t, c, t_{2002}	57,7708 0,0000	0,711 1,512 -1,249	3,11	7,04	3,14	28,5 28,9
Králíčí maso	(2,0,0) t, c	Bez zlomu	-0,108	5,65	34,4	22,78	0,5 0,4
Mléko konzumní	(0,0,0) t, c, t_{1997}	29,6893 0,0000	-6,627 6,611	3,09	1,00	0,87	57,2 57,2
Vejce	(0,0,0) t, c, t_{2004}	15,3389 0,0000	-6,100 5,625	3,78	7,78	4,79	248 248

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)

Příloha 42: Modelování časových řad spotřeby na obyvatele pomocí neuronových sítí a jejich očekávaný vývoj v letech 2023-2024

	MAPE (%)	Relativní chyba prognózy (%)	Theilův koeficient nesouladu T_H (%)	2023 predikce	2024 predikce
Pšenice	2,85	3,55	4,67	120,9	120,8
Žito	6,16	7,12	3,05	10,4	10,3
Kukuřice	11,01	22,22	29,19	1,8	1,8
Ostatní obiloviny	11,03	24,12	21,72	2,7	2,6
Rýže	5,27	16,85	21,86	8,7	8,7
Luštěniny	3,60	15,99	17,68	3,7	3,5
Brambory	2,05	1,07	3,18	68,4	68,8
Ovoce celkem	2,15	0,62	9,10	90,2	90,9
Ovoce mírného pásma	4,56	2,82	2,95	50,2	50,3
Zelenina	2,06	0,95	6,66	91,8	92,8
Cukr	2,68	3,33	7,69	36,0	34,5
Maso celkem	1,63	3,68	8,20	83,2	83,2
Vepřové maso	1,49	2,64	1,65	44,1	44,1
Hovězí maso	3,84	3,52	4,61	9,4	9,5
Drůbeží maso	2,24	6,65	3,02	28,8	28,8
Králíčí maso	4,32	3,28	3,52	0,6	0,6
Konzumní mléko	1,82	1,77	2,85	56,9	57,8
Vejce	3,78	7,73	5,80	251	261

Zdroj: Vlastní zpracování dat z ČSÚ (2023)