

DETERMINANTY RIZIKOVÉHO PROSTŘEDÍ ZEMĚDĚLSKÝCH PODNIKŮ V ČESKÉ REPUBLICE

Jindřich Špička, Václav Vilhelm*

Úvod

Současný systém řízení zemědělských rizik v ČR nerespektuje odlišný charakter rizika u podniků s různou velikostí a výrobní strukturou. Právě velikostní struktura zemědělských podniků je v ČR specifická. Význam podrobnější analýzy rizikového prostředí zemědělských podniků vyvstává rovněž s nutností identifikovat potřeby pro účely nastavení Programu rozvoje venkova na nové programové období 2014–2020, kde je jednou z priorit řízení rizik v zemědělství. Problém, který je v článku řešen, vyplývá z rostoucí četnosti a závažnosti dopadů průběhu počasí v zemědělství a z nedostačitého krytí systematických rizik počasí dostupnými instrumenty risk managementu. Podle prognózy zpracované Evropskou komisí a prezentované 12. října 2011 při představení návrhu reformy SZP po roce 2013¹ může být efektem klimatických změn ve střední Evropě častější střídání vlhkých zim s následnými jarními povodněmi a suchých letních měsíců, které v kombinaci s půdní erozí zvýší riziko volatility výnosů plodin.

Jednou z důležitých informací pro analýzu účinnosti podpory vybraných opatření risk managementu na variabilitu příjmu zemědělských podniků v ČR je znalost úrovně vnímání rizika na různém stupni prostorové agregace. Náhodnou složku časové řady dat (výnosů, cen) je možno rozdělit na regionální a individuální. Regionální náhodnost je společná pro všechny producenty v daném regionu a může být ovlivněna například podobnými technologickými postupy pěstování plodin, systematickým působením počasí či výskytem chorob a škůdců. Individuální variabilita výnosů může být způsobena chybami managementu podniku, omezenými zdroji či lokálními přírodními podmínkami. Variabilita prostorově agregovaných dat (okres, kraj) tak reflektuje pouze faktory rizika společné pro většinu zemědělců v regionu.

* Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta podnikohospodářská (jindrich.spicka@vse.cz), Ústav zemědělské ekonomiky a informací, odbor Ekonomika agrárního sektoru (vilhelm.vaclav@uzei.cz). Článek je zpracován jako jeden z výstupů projektu IVP ÚZEI č. 1268 *Ex post analýza účinnosti podpory vybraných opatření risk managementu na variabilitu příjmu zemědělských podniků v ČR s využitím holistického přístupu k řešení rizik zemědělského podnikání* a projektu IGA VŠE F3/01/2010 *Řízení příjmových rizik v zemědělských podnicích s využitím klimatických derivátů*.

Autoři děkují Ing. Janě Poláčkové, CSc., z ÚZEI za poskytnutí dat nezbytných pro zpracování článku a recenzentům za cenná doporučení.

1 European Commission – DG Agriculture and Rural Development: The CAP towards 2020 – Legal proposals. Prezentace viz: http://ec.europa.eu/agriculture/cap-post-2013/legal-proposals/slide-show_en.pdf.

V odborné literatuře je možno vyhledat řadu studií, které řešily vliv prostorové agregace na zkreslení podnikové rizikové expozice (Carter, Dean, 1960; Eisgruber, Schuhman, 1963; Debrah, Hall, 1989; Rudstrom a kol., 2002; Popp a kol., 2005). Harwood a kol. (1999) použili k hodnocení variability výnosů koeficient variace a aplikovali jej na časovou řadu výnosů kukuřice v tzv. kukuřičném pásu v USA. Dospěli k závěru, že vyšší stupeň prostorové agregace způsobuje průměrně nižší variabilitu výnosů.

Ke stejným závěrům dospěli i Popp a kol. (2005), kteří provedli analýzu vlivu prostorové agregace na variabilitu výnosů pšenice jarní, kanoly a lnu ve dvou centrálních produkčních regionech Kanady, a Coble a kol. (2007), kteří zkoumali koeficient variace výnosů kukuřice, sóji a bavlny v USA na různých stupních prostorové agregace v období 1975–2004. Výsledky rovněž ukazují výrazný vliv prostorové agregace na zkreslení variability výnosů. Průměrný koeficient variace výnosů na úrovni farmy porovnávali s variabilitou na úrovni federace (national), států (state), okresů (county) a zemědělských podniků (farm). Dospěli k závěru, že průměrný koeficient variace výnosů na individuální podnikové úrovni je více než dvojnásobný ve srovnání s průměrnou variabilitou výnosů na úrovni států (state-level) a více než trojnásobný proti variabilitě na úrovni federace (nation-level).

Rudstrom a kol. (2002) si položili otázku, jakou váhu mají doporučení vyplývající z výsledků výzkumu pro podniky, pokud byla při analýze použita agregovaná a nikoliv individuální data. Výzkum založený na analýze výnosů tvrdé červenožrné jarní pšenice naznačil, že seskupení dat do podskupin s podobnou variabilitou pomocí shlukové analýzy je řešením, které zajistí menší zkreslení rizikové expozice podniků. Shlukování dat (clustering) tak umožňuje přesnější měření chování podniků v rizikovém prostředí a odhalení charakteru zkreslení výsledků vlivem agregace dat.

Prostorový vliv na rizikovou expozici zemědělských podniků se pravděpodobně projevuje také v závislosti na velikosti zemědělského podniku, resp. výměry plodiny (OECD, 2009). Především v málo rozvinutých zemích je běžná velikost farmy kolem 1 hektaru a škoda může mít na výnosy farmy fatální důsledky. Naopak ve vyspělých zemích není neobvyklá výměra zemědělských podniků i více než 1 000 hektarů. Produkce těchto podniků je zpravidla více diverzifikovaná a ekonomické výsledky jsou stabilnější.

Cílem článku je vyhodnotit prostorová a komoditní specifika ovlivňující rizikové prostředí zemědělských podniků v ČR. K naplnění tohoto globálního cíle je v první části kvantifikována úroveň výnosového a cenového rizika ve středních a velkých zemědělských podnicích na komoditní, podnikové a agregované úrovni u hlavních zemědělských plodin pěstovaných v ČR. Výsledky jsou porovnány s Německem. V druhé části je vyhodnocen vliv účinnosti pojištění rostlinné výroby na úroveň rizika malých a velkých zemědělských podniků specializovaných na polní výrobu.

V návaznosti na cíle byly formulovány následující výzkumné hypotézy, které jsou ověřovány s využitím matematicko-statistických metod a stochastických simulačních metod v podmínkách ČR.

H1: Průměrné riziko kolísání výnosů a cen plodin je v ČR na podnikové úrovni vyšší než na agregované úrovni souboru podniků. Hypotéza vychází z faktu, že

zejména srážky a krupobití mají lokální charakter a způsobují tak vyšší volatilitu výnosů (prostřednictvím trhu také cen) na úrovni podniku, než je volatilita vypočítaná z agregovaných dat za soubor podniků. Individuálně též působí použité technologie.

H2: Menší výměra plodiny v podniku zvyšuje riziko kolísání výnosů plodiny v podmínkách ČR. Pokud je plodina pěstována na velké výměře, nezpůsobí jedinečná (idiosynkratická) rizika tak závažné škody, protože zemědělský podnik může prodat zbývající část úrody, která poškozena nebyla.

H3: Účinnost pojištění rostlinné výroby je v malých podnicích se specializovanou polní výrobou větší než ve velkých podnicích. Hypotéza je založena na předpokladu, že malé podniky mají nižší úroveň diverzifikace zemědělské výroby než velké podniky, a tudíž účinnost pojištění měřená schopností eliminovat pokles příjmových indikátorů (v tomto článku hrubé přidané hodnoty) je v malých podnicích vyšší. Podniky se specializovanou polní výrobou byly vybrány proto, že škodní průběh v rostlinné výrobě je více rozkolísaný než u živočišné výroby.

1. Data

Analýza produkčního a cenového rizika na různém stupni prostorové agregace vychází z dat výběrového šetření nákladů a výnosů zemědělských komodit, které každoročně realizuje Ústav zemědělské ekonomiky a informací na pracovišti v Brně (ÚZEI). Podkladem pro zpracování potřebných informací je výběrové šetření o výnosech zemědělských plodin za desetiletou časovou řadu 2000–2009. ÚZEI poskytl definitivní data podniků o produkci hlavního výrobku v rostlinné výrobě (RV), sklizňové ploše, tržeb z prodeje hlavního výrobku a prodaném množství hlavního výrobku RV, které jsou zahrnuty do zpracování výsledků šetření ve všech letech časové řady. Výchozí databázi je panel 100 podniků obsažených ve výběrovém šetření po dobu 10 let.

Pro účely analýzy produkčního a cenového rizika jsou vybrány tři hlavní plodiny pěstované v ČR s dostatečným zastoupením ve výběrovém souboru – pšenice ozimá, ječmen jarní a řepka ozimá. Podle údajů Českého statistického úřadu (ČSÚ) se pšenice, ječmen a řepka podílely na hodnotě rostlinné výroby v ČR 48,7 % v roce 2010.

Z celkového počtu 100 podniků pěstovalo bez přerušení v letech 2000–2009 pšenici ozimou 90 podniků, ječmen jarní 51 podniků a řepku ozimou 56 podniků. Protože je výběrové šetření ÚZEI zaměřeno od roku 2005 na podniky s účetnictvím, je panel podniků tvořen pouze podniky právnických osob, většinou akciovými společnostmi a zemědělskými družstvy. Většina podniků se nachází bramborářské výrobní oblasti (tabulka 1).

Podniky jsou zastoupeny ve většině krajů ČR a výběrový soubor je z regionálního hlediska kvalitně sestaven, i když není vzhledem k rozměru zemědělství ČR statisticky reprezentativní. Zastoupeny jsou středně velké a velké zemědělské podniky s převážně smíšenou výrobou. Výměra podniků se pohybuje od 109 ha do 3 700 ha, 34 % podniků má výměru 500–1000 ha zemědělské půdy, průměrná výměra podniků v souboru je 1 294 ha.

Tabulka 1**Struktura výběrového souboru podniků**

Výrobní oblast	Počet podniků	Charakteristika			
		Právní formy	Kraj		
Kukuřičná a řepařská	18	a.s.	6	Středočeský	7
		s.r.o.	2	Ústecký	4
		družstvo	10	Jihomoravský	4
				Olomoucký	3
Bramborářská	52	a.s.	16	Středočeský	2
		s.r.o.	8	Jihočeský	23
		družstvo	28	Plzeňský	3
				Karlovarský	2
				Pardubický	6
				Vysočina	10
				Jihomoravský	2
				Olomoucký	4
Bramborářsko-ovesná a horská	30	a.s.	7	Středočeský	4
		s.r.o.	4	Jihočeský	11
		družstvo	19	Plzeňský	4
				Liberecký	3
				Vysočina	8
Celkem	100	a.s.	29	Středočeský	13
		s.r.o.	14	Jihočeský	34
		družstvo	57	Plzeňský	7
				Karlovarský	2
				Ústecký	4
				Liberecký	3
				Pardubický	6
				Vysočina	18
				Jihomoravský	6
		Olomoucký	7		

Pramen: Vlastní zpracování.

Individuální podniková data o výnosech plodin jsou očištěna od trendu (zvolen byl lineární trend), aby byl odstraněn možný vliv technologických změn. Výnosy plodin (t/ha) jsou vypočítány jako podíl produkce hlavního výrobku (t) a sklizňové plochy (ha). Realizační ceny (Kč/t) jsou podílem tržeb z prodeje hlavního výrobku (Kč)

a prodaného množství hlavního výrobku (t).² Roky, kdy došlo k výpadku produkce a kdy tržby nebyly realizovány, resp. úroda byla použita ke krmení hospodářských zvířat, jsou označeny jako extrémní (outliers) a z výpočtu vynechány.

Výsledky analýzy pro ČR jsou porovnány s Německem, které bylo stejnou metodikou hodnoceno v rámci výzkumu Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj (OECD, 2011). OECD disponovala za Německo 232 farmami s hodnotami v časové řadě 12 let. Strukturální charakteristiky českých a německých farem v souboru jsou odlišné, což odpovídá realitě. Zatímco průměrná výměra farmy v souboru za ČR je 1 294 ha, v souboru německých farem hospodaří podniky průměrně na 270 ha. Průměrná podniková výměra pšenice ozimé je v souboru českých farem 386 ha, v souboru německých farem 91 ha. Obdobné rozdíly jsou i u dalších sledovaných komodit. Strukturální odlišnosti mohou samozřejmě výsledky komparace ovlivnit, nicméně dostupnost individuálních dat za ČR je velice limitovaná.

Variabilita výnosů plodin je hodnocena nejen v prostorové agregaci, ale také podle výměry plodiny v podniku. Tyto výsledky však není možné srovnat s Německem, protože analýzy OECD nebyly na tuto závislost zaměřeny. Porovnáván je první a čtvrtý kvartil souboru podniků rozděleného podle výměry dané plodiny v podniku, protože výběrový soubor reprezentuje převážně velké a velmi velké zemědělské podniky a mezipodnikové rozdíly ve výměře plodin nejsou tak významné, jak v českém zemědělství ve skutečnosti jsou. Výběrový soubor nereflktuje duální strukturu zemědělských podniků v ČR, kde 29,1 % zemědělské půdy obhospodařuje 86,5 % podniků (podniky fyzických osob), zbývajících 70,9 % půdy využívá 13,5 % podniků (podniky právnických osob)³.

2. Metodika

Za ukazatel variability je zvolen koeficient variace (CV) vypočítaný jako podíl směrodatné odchylky a střední hodnoty jevu v souboru EX. Střední hodnota je aproximována aritmetickým průměrem (dále jen „průměr“). Základem pro výpočet variability výnosů a cen je matice $m \times n$, kde v řádcích jsou řazeny podniky (m podniků) a ve sloupcích roky (n roků).

A. Výpočet průměrné podnikové variability výnosů a cen plodin (farm-level)

1. Variabilita hodnot jevu X (výnos, resp. cena) v čase za jednotlivé podniky (koeficient variace):

$$CV_i = \frac{\sigma_i}{EX_i}, \text{ kde} \quad (1)$$

2 Při analýze rizika by však bylo zajímavé porovnat data o sklizňových plochách s daty o osevních plochách, jelikož ze zemědělské praxe vyplývá zkušenost, že při vyzimování ozimých odrůd polních plodin se poškozené plochy osejí v jarních měsících jarní odrůdou. Výpočet výnosů vztážením sklizené produkce k osevní ploše při konstrukci parametrických produktů byl v literatuře již aplikován (Meuwissen a kol., 2000). Data o osevních plochách nejsou v databázi nákladů a výnosů ÚZEI dostupná, Český statistický úřad provádí šetření osevních ploch k 31. 5., což je doba, kdy jsou náhradní jarní odrůdy plodin již zasety.

3 Agrocensus 2010 – Strukturální šetření v zemědělství a metody zemědělské výroby (www.czso.cz).

σ_i je směrodatná odchylka hodnot jevu v čase pro jednotlivé podniky $\sigma_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{n}}$,

EX_i je aritmetický průměr hodnot jevu v čase pro jednotlivé podniky $EX_i = \bar{x}_i = \frac{\sum_{j=1}^n x_{ij}}{n}$.

Index i označuje podnik ($i = 1, 2, \dots, m$), index j označuje rok ($j = 1, 2, \dots, n$), X je obecné označení jevu (realizační cena plodiny, hektarový výnos), proměnná x_{ij} je hodnota jevu pro i -tý podnik v j -tém roce.

2. Průměrná podniková variabilita jevu X :

$$E(CV) = \frac{\sum_{i=1}^m CV_i}{m} = \frac{\sum_{i=1}^m \left(\frac{\sigma_i}{EX_i} \right)}{m} \quad (2)$$

B. Výpočet průměrné agregované variability výnosů a cen plodin (aggregate-level)

1. Aritmetický průměr jevu X v souboru v každém roce:

$$EX_j = \frac{\sum_{i=1}^m x_{ij}}{m}, \text{ kde} \quad (3)$$

EX_j je aritmetický průměr hodnot jevu pro jednotlivé roky ($j = 1, 2, \dots, n$) za celý soubor podniků ($i = 1, 2, \dots, m$).

2. Koeficient variace agregovaných dat CV_{EX_j} , kde

$$CV_{EX_j} = \frac{\sigma_{EX_j}}{\bar{x}_j}, \text{ kde } \bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^m EX_j}{n} \quad (4)$$

σ_{EX_j} je směrodatná odchylka aritmetických průměrů jevu X za soubor podniků v čase ($j = 1, 2, \dots, n$).

Vzorce (1) až (4) byly vytvořeny autory podle OECD (2011).

V následujících odstavcích je popsán postup analýzy účinnosti pojištění v malých a velkých podnicích. Protože je v posledních letech předmětem zájmu zejména pojištění rostlinné výroby, je simulace provedena u podniků se specializací na polní výrobu. Sledován je rozdíl mezi účinností zemědělského pojištění v typických malých a velkých podnicích pro tuto kategorii výrobního zaměření. Strukturální charakteristiky typických podniků jsou zvoleny tak, aby přibližně odpovídaly průměrným podnikům dané velikostní kategorie (malé podniky, největší podniky) a výrobního zaměření (polní výroba) podle typologie FADN (Farm Accountancy Data Network).

Tabulka 2**Strukturální a ekonomické charakteristiky typických podniků**

Ukazatel	Jednotka	Malý podnik	Velký podnik
Pšenice ozimá – výměra	ha/podnik	10,8	466,9
Ječmen jarní – výměra	ha/podnik	4,5	239,8
Řepka ozimá – výměra	ha/podnik	5,9	188,7
Ostatní RV – výměra	ha/podnik	8,5	523,6
Výměra využívané zemědělské půdy	ha/podnik	29,7	1 419,1
Živočišná výroba celkem	Kč/podnik	64 279	12 158 409
Ostatní produkce	Kč/podnik	32 743	3 985 647
Provozní dotace a podpory*	Kč/podnik	175 875	10 540 429

* Platby SAPS, LFA, environmentální dotace, dotace na výrobní spotřebu, ostatní provozní dotace.

Pramen: Vlastní zpracování.

Účinností pojištění se rozumí jeho schopnost redukovat pokles kritériální proměnné podniku, kterou je v našem případě hrubá přidaná hodnota (HPH). HPH vyjadřuje ekonomický přínos dosažený z produkce po zaúčtování výrobní spotřeby, provozních dotací a daní a je zdrojem k úhradě odpisů, nákladů na práci, půdu a kapitál. Předpokladem je pojištění tří nejvýznamnějších plodin – pšenice ozimé, ječmene jarního a řepky ozimé.

Kritériální proměnnou, která je předmětem simulace, je hrubá přidaná hodnota (v textu dále uváděna zkratkou HPH, ve vzorci označena symbolem Z), kterou je možné algebraicky vyjádřit takto:

$$\tilde{Z} = \sum_{i=1}^n \left[(\tilde{p}_i \cdot \tilde{q}_i - \tilde{c}_i) \cdot L_i + \tilde{\lambda}_i \right] + CR + LR + OR - C + G \quad (5)$$

\tilde{Z} hrubá přidaná hodnota podniku (náhodná kritériální veličina),

\tilde{p}_i realizační cena plodiny i (náhodná proměnná),

\tilde{q}_i simulovaný hektarový výnos plodiny i (náhodná proměnná),

\tilde{c}_i přímé náklady⁴ plodiny i (náhodná proměnná),

L_i výměra plodiny i (deterministická proměnná),

$\tilde{\lambda}_i$ ekonomický efekt z pojištění plodiny i vyjádřený rozdílem pojistného plnění a pojistného (náhodná proměnná),

CR ostatní tržby z rostlinné výroby mimo pšenice ozimé, ječmene jarního a řepky (deterministická proměnná),

LR tržby z živočišné výroby (deterministická proměnná),

OR ostatní produkce podniku mimo RV a ŽV (deterministická proměnná),

4 Přímé náklady RV (nejvýznamnější nákladové položky) = osiva, hnojiva, prostředky ochrany rostlin.

- C ostatní přímé náklady podniku (deterministická proměnná),
- G provozní dotace a podpory z veřejného sektoru (deterministická proměnná),
- n počet plodin se simulovanými cenami, výnosy a přímými náklady ($n = 3$).

Ekonomický efekt z pojištění plodin $\tilde{\lambda}_i$ je možné algebraicky vyjádřit takto:

$$\tilde{\lambda}_i = \sum_{i=1}^n \left[p_{fi} \cdot q_{fi} \cdot L_i \cdot \max\left(0, \beta_{qi} - \frac{\tilde{q}_i}{q_{fi}}\right) - \delta_i \right] \quad (6)$$

- p_{fi} očekávaná cena plodiny i (deterministická proměnná),
- q_{fi} pojištěný výnos plodiny i (deterministická proměnná),
- L_i výměra pojištěné plodiny i (deterministická proměnná),
- β_{qi} prahová hodnota výnosu pojištěné plodiny i , od které nastává pojistné plnění, (stanovena ve výši 0,9, tj. spoluúčast podniku je 10 %),
- \tilde{q}_i simulovaný hektarový výnos plodiny i (náhodná proměnná),
- δ_i pojistné za pojištění plodiny i stanovené fixní částkou z očekávaných tržeb (viz níže),
- n počet plodin se simulovanými cenami, výnosy a přímými náklady ($n = 3$).

Holistický přístup analýzy spočívá v paralelní simulaci všech náhodných proměnných se zohledněním jejich vzájemných korelací. Proměnné \tilde{p}_i , \tilde{q}_i , \tilde{c}_i nejsou zcela nezávislé náhodné veličiny. Při simulaci Monte Carlo byly uvažovány pouze statisticky významné závislosti mezi náhodnými veličinami na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Příloha 1 uvádí hodnoty Spearmanových párových korelačních koeficientů včetně označení statisticky významných párových korelací na hladinách významnosti $\alpha = 0,01$ a $0,05$. Spearmanova pořadová korelace byla zvolena proto, že podmínkou použití této metody není normální rozdělení četností hodnot proměnných, jako je tomu u Pearsonovy korelace.

Nejvhodnější typ pravděpodobnostního rozdělení je zvolen podle výsledků Anderson-Darlingova testu na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Testování rozdělení četnosti je založeno na nulové hypotéze H_0 , že empirická data lze považovat za výběr z normálního rozdělení. Pokud je p -hodnota testu nižší, než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$, pak výběrový soubor neodpovídá teoretické distribuční funkci normálního rozdělení. Vhodnost pravděpodobnostního rozdělení je posouzena také vizuálně z grafu (Hnilica, Fotr, 2009).

Z hlediska konceptu analýzy účinnosti pojištění v malých a velkých podnicích je porovnávána hrubá přidaná hodnota při zakoupení pojištění a bez pojištění. Pojistné je vypočteno ve výši 3 % z tržeb u pšenice a ječmene (což odpovídá Normativům zemědělských výrobních technologií⁵) a 5 % z tržeb u řepky, což odpovídá empirické zkušenosti z pojistného trhu.

5 Normativy zemědělských výrobních technologií – www.agronormativy.cz (citováno 12. 12. 2011).

Pomocí simulace Monte Carlo bylo generováno 100 scénářů vývoje HPH podniku v závislosti na hodnotách náhodných proměnných \tilde{p}_i , \tilde{q}_i , \tilde{c}_i pšenice ozimé, ječmene jarního a řepky. Hodnoty náhodných proměnných jsou automaticky generovány z předem zvoleného pravděpodobnostního rozdělení při respektování statisticky významných párových korelací mezi náhodnými proměnnými. Je porovnávána HPH bez pojištění (varianta 1) a při uzavření pojištění (varianta 2), kdy se náklady podniku zvyšují o zaplacené pojistné a výnosy podniku o případné pojistné plnění. Testována je schopnost pojištění kompenzovat pokles HPH v případě dosažení nízké produkce. Kvantifikace účinnosti pojištění je provedena komparací varianty 1 a varianty 2 s využitím korelačního koeficientu (CV) rozdělení četností HPH na podnik.

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}}, \text{ kde} \quad (7)$$

σ je směrodatná odchylka hodnot HPH/podnik za soubor 100 scénářů $\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N}}$,

je aritmetický průměr hodnot HPH/podnik za soubor 100 scénářů $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N}$.

Index i označuje scénáře vývoje náhodných proměnných \tilde{p}_i , \tilde{q}_i , \tilde{c}_i ($i = 1, 2, \dots, 100$), x_i je hodnota HPH/podnik pro i -tý scénář, N je počet simulovaných scénářů ($N = 100$).

Vzorce (5) až (7) byly vytvořeny autory podle OECD (2011).

3. Výsledky

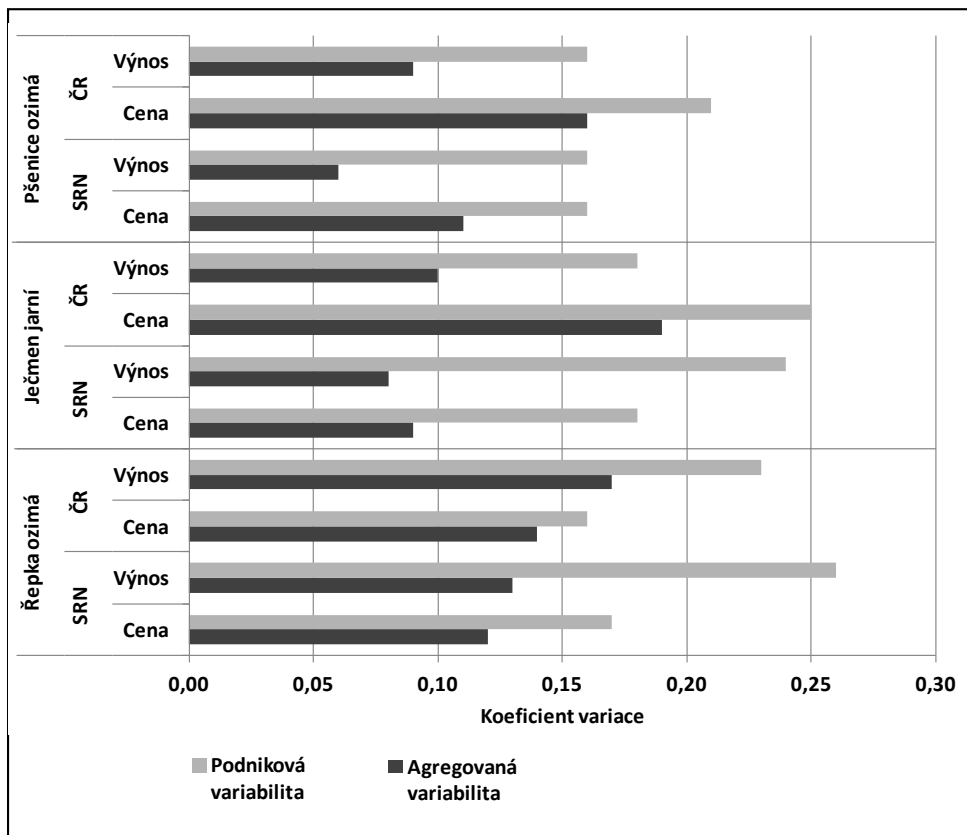
Vliv prostorové agregace na riziko volatility cen a výnosů

Porovnáním variability výnosů a cen na podnikové a agregované úrovni je možné kvantifikovat skutečnou míru rizika, které čelí zemědělské podniky. Graf 1 znázorňuje průměrný koeficient variace výnosů a cen na podnikové a agregované úrovni u pšenice ozimé, ječmene jarního a řepky v ČR a Německu.

Průměrná variabilita výnosů na podnikové úrovni je vyšší než při agregaci dat na celý soubor. Protože riziko kolísání výnosů plodin je lokálně specifické, dobré výnosy v jedné lokalitě mohou vyrovnat pokles výnosů v jiné lokalitě v rámci jednoho regionu. To způsobuje zkreslení variability agregovaných výnosů v porovnání s průměrnou variabilitou na podnikové úrovni. Hypotéza H1 byla potvrzena.

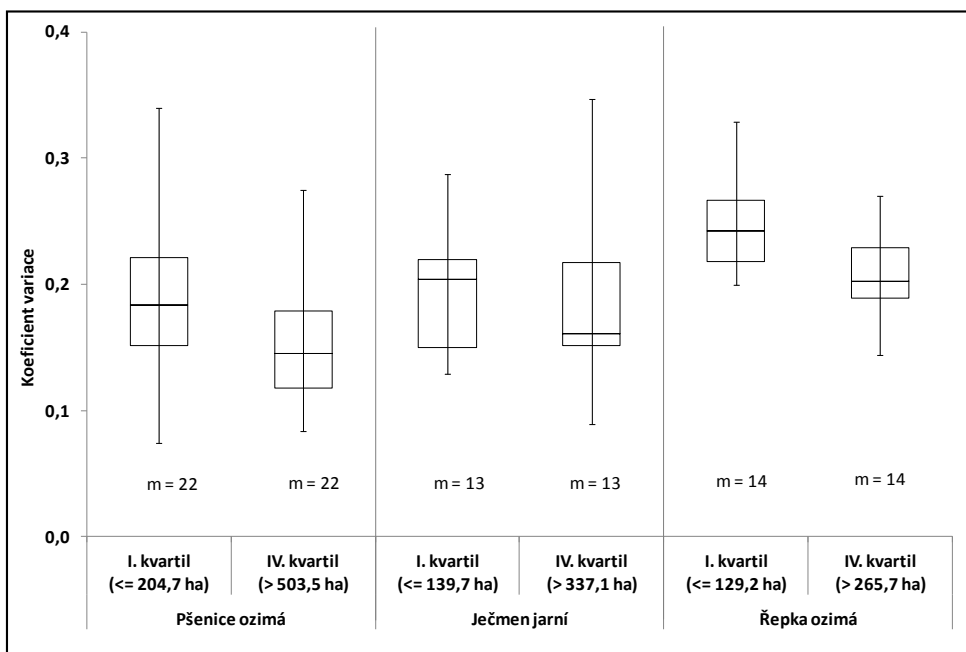
Graf 1

Průměrná variabilita výnosů a cen na podnikové a agregované úrovni



Pramen: Vlastní výpočty.

Dále je důležité vyhodnotit variabilitu výnosů plodin v závislosti na jejich výměře v podniku. Je formulována hypotéza H2, že čím vyšší výměra plodiny, tím je menší pravděpodobnost výrazného poškození či úplného zničení úrody a tím nižší je variabilita výnosů. Formou krabíčkového grafu 2 je znázorněna variabilita výnosů pšenice, ječmene a řepky v krajních kvartilech podle výměry plodiny v podniku. Porovnání dvou krajních kvartilů bylo zvoleno proto, že výběrový soubor je reprezentován hlavně většími podniky právnických osob a skutečně malé podniky nejsou výběrem podchyceny. Rozdíl ve výměře mezi krajními kvartily proto není výrazný, jak je pro ČR typické.

Graf 2**Variabilita výnosů plodin v závislosti na jejich výměře v podniku**

Pramen: Vlastní výpočty.

V prvním kvartilu souboru rozděleném podle průměrné výměry plodiny je ve všech případech dosaženo vyššího mediánu koeficientu variace než ve čtvrtém kvartilu. V případě ječmene to platí také, nicméně v podnicích s vyšší výměrou jarního ječmene je rozpětí variability mnohem větší než v podnicích s malou výměrou. To je způsobeno výskytem jednoho podniku s variabilitou ječmene 0,35, u něhož došlo v roce 2007 k výpadku výnosů pravděpodobně z důvodu nepříznivého počasí. V případě nezahrnutí tohoto podniku do výpočtu by byla maximální variabilita výnosů ječmene ve čtvrtém kvartilu výměry 0,26, což je méně než v prvním kvartilu (0,29).

Pokud bychom hodnotili závislost variability výnosů na průměrné výměře plodin v celém výběrovém souboru (nikoliv v jen krajních kvartilech) pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, dospěli bychom k následujícím hodnotám – pšenice ($r = -0,19$, $p = 0,0712$), ječmen ($r = 0,02$, $p = 0,9129$), řepka ($r = -0,18$, $p = 0,1817$). Z ukazatele p-value korelačních koeficientů vyplývá, že v rámci celého výběrového souboru nebyla zjištěna statisticky významná závislost mezi průměrnou výměrou plodiny v podniku a variabilitou výnosů plodiny v čase. Hypotéza H2 tedy nebyla statisticky prokázána.

Pokud bychom kombinovali závěry k hypotézám H1 a H2, můžeme vysledovat paralelu mezi rizikovou expozicí podniků a států jako „průměrných podniků“. Bylo potvrzeno, že průměrná podniková variabilita výnosů plodin v Německu je vyšší (nebo rovna v případě pšenice ozimé) než v ČR. Tento jev je možno vysvětlit tím, že

v Německu jsou podniky v průměru menší než v ČR a různorodější z hlediska přírodních podmínek (vzhledem k velikosti Německa). Naopak *agregovaná* variabilita výnosů je v ČR větší než v Německu, což může být důsledek toho, že zemědělsky obhospodávané území v ČR je menší než v Německu a ČR jako celek má relativně heterogenní produkční podmínky. To je v souladu se zjištěním, že čím větší podnik, tím stabilnější výnosy a nižší produkční riziko. Větším podnikem můžeme na *agregované* úrovni chápat Německo jako celek, zatímco na *podnikové* úrovni zemědělské podniky v ČR.

Tabulka 3 ukazuje rozdílné rizikové prostředí při pěstování obilovin a řepky. Hodnoty uvedené v tabulce nejsou korelační koeficienty, ale podíl podniků se stejnou charakteristikou rizikového prostředí, např. podíl podniků s vyšší než agregovanou variabilitou výnosů.

Tabulka 3

Podíl podniků s podobným rizikovým prostředím v ČR (%)

Charakteristika rizikového prostředí	Pšenice ozimá	Ječmen jarní	Řepka
Vyšší variabilita výnosů než agregovaná	93,3	90,2	85,7
Výraznější kolísání výnosů než cen	22,2	17,6	87,5
Nepřímá korelace mezi cenou a výnosem	32,2	41,2	78,6

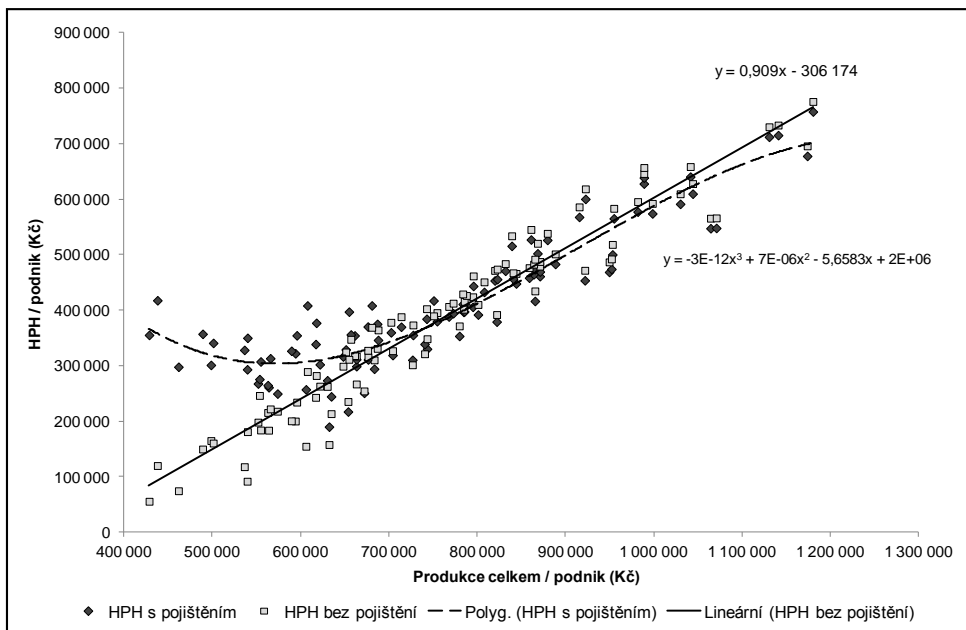
Poznámka: Nepřímá korelace mezi cenou a výnosem je vyjádřena záporným Pearsonovým koeficientem korelace mezi výnosy plodiny a realizační cenou plodiny (bez ohledu na statistickou významnost korelace).

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

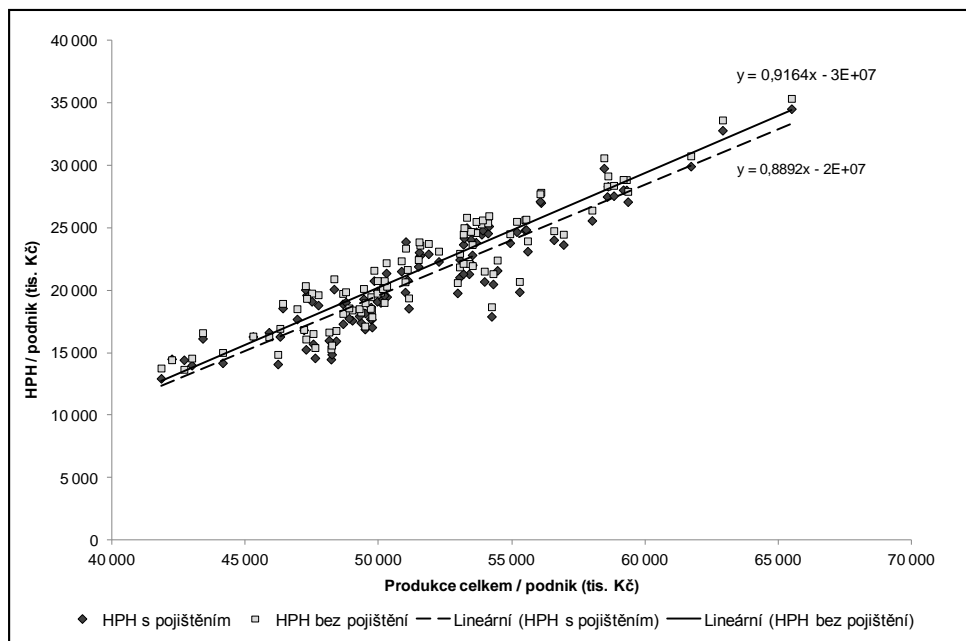
Podíl podniků s vyšší individuální variabilitou výnosů než agregovanou je u pšenice ozimé 93,3 % podniků, u ječmene jarního 90,2 % a u řepky ozimé 85,7 % podniků. Vyšší riziko (variabilita) výnosů se u obilovin vyskytuje přibližně u jedné pětiny podniků, zatímco u řepky je vyššímu riziku kolísání výnosů vystaveno 87,5 % podniků v souboru. Protichůdný pohyb výnosů a cen v čase (záporný korelační koeficient mezi cenou a výnosem) se vyskytuje ve výrazně větší míře u řepky, než u pšenice a ječmene. Tabulka 3 tedy poukazuje na rozdílný charakter rizika výnosů a cen u jednotlivých plodin.

4. Účinnost pojištění v malých a velkých podnicích

Grafy 3 a 4 znázorňují vliv pojištění na úroveň HPH typického podniku specializovaného na polní výrobu v závislosti na hodnotě zemědělské produkce podniku. V přílohách 2 a 3 jsou uvedeny příklady scénářů analýzy účinnosti zemědělského pojištění v malém a velkém podniku s převažující polní výrobou.

Graf 3**Účinnost zemědělského pojištění v malém podniku (polní výroba)**

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

Graf 4**Účinnost zemědělského pojištění ve velkém podniku (polní výroba)**

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

Z hlediska ověření hypotézy H3 je možné porovnáním koeficientu variace HPH/podnik při zakoupení pojištění a bez pojištění konstatovat, že zemědělské pojištění je schopno redukovat pokles příjmů (resp. hrubé přidané hodnoty) účinněji v malých podnicích. Koeficient variace HPH/podnik za soubor 100 scénářů bez použití pojištění je u malých podniků 0,42, zatímco při použití pojištění klesne na 0,29.⁶ Příčinou je menší míra diverzifikace zemědělských činností a nižší prostorová diverzifikace aktivit v malých podnicích. Malé podniky s převažující polní výrobou mají podíl živočišné produkce na celkové produkci přibližně 5–10 %, zatímco u velkých podniků s převažující polní výrobou je tento podíl v průměru více než dvojnásobný. Velké podniky mají také větší podíl nezemědělských činností, kterými mohou stabilizovat příjem. Z hlediska prostorové diverzifikace aktivit hospodaří malé podniky zpravidla v jedné lokalitě a případná škoda postihne značnou část příjmů, na rozdíl od velkých podniků, které mívají často střediska rozložena ve více lokalitách (často i v různých okresech) a příjmy těchto podniků bývají postiženy systematickými riziky s plošným působením.

V grafu 3 je patrný bod zvratu, který označuje objem produkce, od kterého je pojištění čistým výdajem. Při poklesu produkce pod tento bod jsou příjmy z pojistného plnění schopny pokles příjmů zpomalit. Naproti tomu v grafu 4 tento bod zvratu patrný není a projevil by se až při velmi malém objemu produkce (přímky se sbíhají zprava doleva). Bod zvratu byl patrný jak u malých podniků (průměrná výměra 30 ha), středních podniků (průměrná výměra 120 ha), větších podniků (průměrná výměra 450 ha), nikoliv však u velkých a největších podniků (průměrná výměra 1 420 ha). Z toho vyplývá, že pojištění není pro velké a velmi velké podniky vhodnou strategií řízení příjmových rizik a vzhledem k objemu a struktuře produkce pro ně znamená spíše náklad než benefit.

Závěry

Cílem článku bylo vyhodnotit prostorová a komoditní specifika ovlivňující rizikové prostředí zemědělských podniků v ČR. V první části byla kvantifikována úroveň výnosového a cenového rizika ve středních a velkých zemědělských podnicích na komoditní, podnikové a agregované úrovni u hlavních zemědělských plodin pěstovaných v ČR. Výsledky jsou porovnány s Německem. Z hlediska úrovně výnosového a cenového rizika v zemědělství na podnikové a agregované úrovni v ČR je možné potvrdit hypotézu H1, že průměrné riziko kolísání výnosů a cen plodin je v ČR na podnikové úrovni vyšší, než na agregované úrovni souboru podniků. Rozdíly mezi charakterem rizika výnosů a rizika cen v zemědělském podniku existují – difference mezi průměrnou podnikovou a agregovanou variabilitou výnosů je vyšší než v případě variability cen. Riziko kolísání cen má tedy obecně více systematický charakter a je obtížněji diverzifikovatelné. Stejně zjištění vyplývá i z analýz provedených OECD stejnou metodikou v Německu.

6 U velkých podniků je koeficient variace přibližně shodný v případě zakoupení pojištění (0,20) i bez něj (0,21).

Individuální charakter rizika v zemědělství byl analyzován ověřováním hypotézy H2, že menší výměra plodiny v podniku zvyšuje riziko kolísání výnosů plodiny. Závislost je možné pozorovat při porovnání prvního a čtvrtého kvartilu podniků tříděných podle průměrné výměry dané plodiny ve sledovaných deseti letech. Na úrovni celého výběrového souboru však nebyla závislost statisticky prokázána, a hypotéza H2 tak nebyla potvrzena.

V druhé části článku byl hodnocen vliv účinnosti pojištění rostlinné výroby na úroveň rizika malých a velkých zemědělských podniků specializovaných na polní výrobu. S využitím simulačního přístupu byla potvrzena hypotéza H3, že účinnost pojištění rostlinné výroby je větší v malých než ve velkých podnicích s převažující polní výrobou. Z uvedených zjištění vyplývají následující implikace pro podnikovou, výzkumnou a decizní sféru.

Jednotlivé zemědělské podniky čelí odlišnému riziku v závislosti na projevech počasí, situaci na trhu (manažersky neovlivnitelné faktory) a kvalitě rozhodovacího procesu v podniku (manažersky ovlivnitelný faktor). Zdroje variability výnosů a cen předurčují optimální strategie řízení rizik na úrovni podniků a projevují se v informační asymetrii, kdy jednotlivé podniky mají lepší informace o své skutečné rizikové expozici než sféra pojišťoven, výzkumu a státní správy.

Individuální charakter rizika v zemědělství má také agrárně politické důsledky. Podpora veřejného sektoru by neměla směřovat k tvorbě jednotného plošného systému řízení rizik v zemědělství a dlouhodobé podpoře vybraných nástrojů řízení rizik. Opatření politiky by spíše měla stimulovat zemědělské podniky k hledání vlastního optimálního mixu nástrojů ve strategickém řízení podniku vzhledem ke zdrojům rizika, kterým podniky čelí. Negativní působení většiny přímých státních subvencí, jakou je třeba podpora formou dotování části pojistného, se může projevit ve vytěsňování ostatních proaktivních strategií řízení rizik, jako je například diverzifikace zdrojů příjmů.

Z pohledu zemědělských podniků je též otázkou, zda dotace pojistného vyplácené ex post (systém ČR) jsou zemědělcům volně k dispozici stejně jako přímé platby k jakémukoliv účelu, nebo zda jsou touto podporou reálně stimulováni k nákupu zemědělského pojištění. Subvencování zemědělského pojištění snižuje efektivnost transferu plateb z veřejných rozpočtů zemědělským podnikům, pro které je dotace pojistného reálným užitek jen z části (část, která představuje rozdíl mezi skutečným a spravedlivým pojistným) a zbytek představuje fakticky dotaci na pěstované plodiny a podporu pojišťoven či pojišťovacích agentů.

Vyšší citlivost malých zemědělských podniků k rizikům počasí má vliv na výběr vhodných strategií řízení rizik. Podniky s malou výměrou využívané zemědělské půdy jsou v ČR většinou specializované na polní výrobu a případný výkyv produkce rostlinné výroby není dostatečně kompenzován produkcí živočišné výroby ani nezemědělskými činnostmi. Rozvoj diverzifikace aktivit u malých podniků naráží na bariéry omezené kapacity, kapitálové vybavenosti a úvěrového omezení. Naproti tomu velké a velmi velké podniky jsou schopny lokální škody způsobené počasím zvládat lépe, protože využívají výhod prostorové diverzifikace plodin (rozložení pěstebních ploch na větší území), smíšeného charakteru výroby s významným zastoupením živočišné výroby

a také lepší kapitálové vybavenosti pro provozování přidružené výroby a nezemědělských aktivit. Ze zkušenosti také vyplývá, že velké podniky mohou stabilizovat peněžní toky skladováním produkce a vhodným načasováním prodeje a disponují také větší vyjednávací silou vůči obchodním partnerům.

Pro malé zemědělské podniky je vhodnější strategií řízení příjmových rizik komerční zemědělské pojištění. Tyto podniky čelí obecně vyššímu riziku variability příjmů a účinnost pojištění snižovat ztrátu v důsledku realizace škody byla prokázána. Malým zemědělským podnikům je možné doporučit také strategii kooperace, například v podobě zakládání organizací producentů a vzájemných fondů řízení rizik. Návrh Společné zemědělské politiky EU (SZP) po roce 2013 dokonce předpokládá finanční podporu těmto sdružením a spolufinancování vzájemných fondů pro krytí důsledků rizika nákazy a hromadných onemocnění zvířat, chorob rostlin a ekologických škod. Naproti tomu velké zemědělské podniky by měly využívat strategii diverzifikace a to jak diverzifikace výrobní, tak prostorové. Účinnost pojištění u velkých podniků (z hlediska velikosti typu akciových společností a družstev) je nízká a pro tyto podniky představuje pojištění spíše náklad než benefit.

Z hlediska identifikace zásady pro zajištění optimální formy subvencování zemědělského pojištění s ohledem současnou úroveň efektivnosti podpory pojištění ze státního rozpočtu v ČR je možné formulovat následující doporučení pro decizní sféru. Vzhledem k relativně dobře rozvinutému trhu se zemědělským pojištěním v ČR postupně omezovat přímou podporu zemědělského pojištění formou subvencování části pojistného. Rizikem může být pokles propojištěnosti zejména v rostlinné výrobě. S ohledem na dosavadní vývoj propojištěnosti lze odhadnout pokles v pesimistické variantě ze současných 50 % ploch na 30 % ploch, což byla propojištěnost před zavedením dotací pojistného. Určitým kompromisem by mohlo být omezení podpor pro podniky od určité výměry, u nichž již není pojištění efektivní, a pokračování v dotování pojistného pro malé podniky. Diferenciace podpory by však znamenala znevýhodnění určité velikostní skupiny podniků. Stanovení mezních velikostí podniků je výzvou pro další výzkum.

Nezbytnou součástí systému řízení zemědělských rizik v ČR by měla být také vyšší podpora diverzifikace zemědělské výroby a diverzifikace činností nezemědělské povahy. Veřejný sektor by měl také pomoci koordinovat vzdělávací akce a podporovat nezávislé poradenství v oblasti analýzy a řízení rizik, čemuž může napomoci lepší cílení opatření politiky po roce 2013 na transfer znalostí. K řízení rizik, proti nimž není možné uzavřít komerční pojištění, je vhodné využít vzájemné fondy. Je proto žádoucí pokračovat v dlouhodobé snaze pracovní skupiny koordinované Podpůrným a garančním rolnickým a lesnickým fondem, a. s. o zřízení fondu s částečným spolufinancováním ze strany zemědělských subjektů.

Literatura

- CARTER, H. O.; DEAN G. W. Income, Price, and Yield Variability for Principal California Crops and Cropping Systems. *Hilgardia*. 1960, no. 30, pp. 175–218.
- COBLE, K. H.; DISMUKES, R.; THOMAS, S. *Policy Implications of Crop Yield and Revenue Variability at Differing Levels of Disaggregation*. Portland : American Agricultural Economics Association, 2007.
- DEBRAH, S.; HALL, H. H. Data aggregation and farm risk analysis. *Agricultural Systems*. 1989, vol. 31, no. 3, pp. 239–245.

- EISGRUBER, L. M.; SCHUHMANN, L. S. The usefulness of aggregated data in the analysis of farm income variability and resource allocation. *Journal of Farm Economics*. 1963, vol. 45, no. 3, pp. 587–591.
- HARWOOD, J. L. a kol. *Managing Risk in Farming: Concepts, Research and Analysis*. Agricultural Economic Report No. 774. Washington, D.C. : USDA – Economic Research Service, 1999.
- HNILICA, J.; FOTR, J. *Aplikovaná analýza rizika ve finančním managementu a investičním rozhodování*. Praha : Grada, 2009. ISBN 978-80-247-2560-4.
- MEUWISSEN, M. P. M.; VAN ASSELDONK, M. A. P. M.; HUIRNE, R. B. M. The Feasibility of a Derivative for the Potato Processing Industry in Netherlands. Meeting of the Southern Association of Economics and Risk Management in Agriculture, Alabama, 2000, March 23–25.
- OECD. *Managing Risk in Agriculture. A Holistic Approach*. Paris : OECD, 2009. ISBN 978-92-64-07530-6.
- OECD. *Managing Risk in Agriculture: Policy Assessment and Design*. Paris : OECD, 2011. ISBN 978-92-64-11609-2.
- POPP, M.; RUDSTROM, M.; MANNING, P. Spatial Yield Risk Across Region, Crop and Aggregation Method. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 2005, vol. 53, no. 2–3, pp. 103–115.
- RUDSTROM, M. – POPP, M. – MANNING, P. – GBUR, E. 2002. Data Aggregation Issues for Crop Yield Risk Analysis. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, No. 50, pp. 185–200.

Přílohy

Příloha 1

Spearmanovy korelační koeficienty závislosti mezi výnosem, cenou a variabilními náklady (náhodné proměnné) ve výběrovém souboru podniků

	p_pšenice	q_pšenice	c_pšenice	p_ječmen	q_ječmen	c_ječmen	p_řepka	q_řepka	c_řepka
p_pšenice	1,00	0,33**	0,05	0,89**	-0,27	0,09	0,62**	0,05	-0,08
q_pšenice		1,00	0,14	-0,01	0,78**	0,19	-0,21	0,73**	0,17
c_pšenice			1,00	0,43**	0,06	0,94**	0,64**	-0,08	0,93**
p_ječmen				1,00	0,22	0,23	0,77**	0,08	0,21
q_ječmen					1,00	0,16	-0,05	0,38*	0,19
c_ječmen						1,00	0,59**	0,19	0,90**
p_řepka							1,00	-0,29*	0,20
q_řepka								1,00	0,03
c_řepka									1,00

Poznámka: p označuje cenu, q označuje hektarový výnos, c označuje přímé náklady.

* Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,05. ** Korelace je statisticky významná na hladině významnosti 0,05 i 0,01.

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

Příloha 2

Příklady scénářů k hodnocení účinnosti zemědělského pojištění v malých podnicích (polní výroba)

Proměnné	Náhodné proměnné									Výsledky simulace		
	Pšenice ozimá (cena)	Pšenice ozimá (výnos)	Pšenice ozimá (př. nákl.)	Jčmen jarní (cena)	Jčmen jarní (výnos)	Jčmen jarní (př. nákl.)	Řepka (cena)	Řepka (výnos)	Řepka (př. nákl.)	Produkce celkem	HPH s pojištěním	HPH bez pojištění
Scénáře	Kč/t	t/ha	Kč/ha	Kč/t	t/ha	Kč/ha	Kč/t	t/ha	Kč/ha	Kč	Kč	Kč
S1	2 864	0,45	10 291	4 191	2,63	10 976	8 373	1,07	18 895	428 549	355 240	55 575
S2	3 947	0,51	7 554	4 277	1,60	9 178	8 615	1,45	15 939	437 945	417 631	119 975
S3	2 648	1,93	11 157	3 856	2,62	11 689	8 214	1,02	19 193	461 796	297 856	74 527
S51	5 180	4,27	10 677	4 828	3,87	10 753	10 453	1,89	16 346	750 719	417 186	389 668
S52	4 315	4,72	9 628	4 420	3,65	10 403	7 337	3,48	18 185	754 568	379 950	395 506
S53	3 039	7,26	9 260	3 620	5,74	10 586	6 533	3,24	19 094	767 882	388 403	406 578
S98	5 336	8,55	12 232	4 639	4,96	13 327	9 495	4,18	19 415	1 140 933	715 224	733 399
S99	4 515	8,90	14 464	4 769	7,41	16 432	8 986	5,09	24 901	1 173 879	677 737	695 912
S100	4 805	9,45	10 785	4 826	7,56	11 813	7 550	4,84	22 670	1 180 299	757 750	775 925

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

Příloha 3

Příklady scénářů k hodnocení účinnosti zemědělského pojištění ve velkých podnicích (polní výroba)

Proměnné	Náhodné proměnné									Výsledky simulace		
	Pšenice ozimá (cena)	Pšenice ozimá (výnos)	Pšenice ozimá (př. nákl.)	Jčmen jarní (cena)	Jčmen jarní (výnos)	Jčmen jarní (př. nákl.)	Řepka (cena)	Řepka (výnos)	Řepka (př. nákl.)	Produkce celkem	HPH s pojištěním	HPH bez pojištění
Scénáře	Kč/t	t/ha	Kč/ha	Kč/t	t/ha	Kč/ha	Kč/t	t/ha	Kč/ha	tis. Kč	tis. Kč	tis. Kč
S1	2 035	5,94	9 651	2 969	5,28	9 664	5 106	2,77	19 212	41 836	12 944	13 772
S2	2 578	4,57	9 845	4 066	4,24	9 211	6 356	2,36	17 894	42 234	14 510	14 436
S3	2 743	5,43	11 012	3 145	4,69	10 457	7 132	1,81	19 925	42 695	14 431	13 670
S51	5 145	5,41	9 903	4 817	3,70	9 741	9 953	2,12	16 274	51 017	23 894	23 371
S52	4 074	5,86	12 512	4 807	4,49	11 150	8 967	2,95	17 422	51 082	20 836	21 663
S53	3 688	5,84	15 099	4 503	4,83	13 898	10 048	3,21	19 853	51 130	18 557	19 385
S98	4 715	8,46	13 186	5 037	5,82	13 654	9 326	3,58	20 743	61 724	29 935	30 763
S99	5 047	8,31	11 980	5 074	5,96	10 873	8 224	4,07	18 340	62 915	32 810	33 637
S100	4 939	8,79	12 535	5 003	6,17	12 736	9 354	4,57	19 160	65 503	34 538	35 365

Pramen: Vlastní výpočty z dat ÚZEI.

DETERMINANTS OF THE RISK ENVIRONMENT IN AGRICULTURAL ENTERPRISES IN THE CZECH REPUBLIC

Abstract: The income of agricultural enterprises has always been influenced by both weather and price volatility. Nevertheless, the risk environment of various farms seems not to be the same. Similarly, risk factors are not independent of each other. The aim of the paper is to assess the spatial and commodity particularities determining the risk environment of agricultural enterprises in the Czech Republic. Within the main objective, the efficiency of crop insurance depending on farm size is also considered. Using calculation of statistical indicators of variability in the panel data, as well as Monte Carlo simulation, differences in farm risk exposure and efficiency of crop insurance between small and large farms were found. It was found that the risk of crop price volatility is generally of a more systemic nature and it is more difficult to diversify than the risk of crop yield volatility. The hypothesis that smaller crop acreage increases the risk of farm crop yield fluctuation was not statistically confirmed within a set of medium and large agricultural enterprises. In the sample of typical farms with specialized crop field types of farming, it was revealed that agricultural insurance is more effective for small farms than for large agricultural enterprises. Based on the main findings, we make some recommendations for the business sector and policy makers.

Keywords: agriculture, risk management, risk environment, Monte Carlo simulation, holistic approach

JEL Classification: M11, Q18, D81

HEŘMAN, J. *Оценка имущества*. 1. vyd. Praha : Vysoká škola ekonomická, Nakladatelství Oeconomica, 2012. 154 s. ISBN 978-80-245-1850-3.

Publikace seznamuje čtenáře jednak s metodami oceňování nehmotného majetku, movitého majetku i nemovitostí, jednak s významem a postavením znalců a odhadců majetku. Také vysvětluje pojmy cena a hodnota a jejich modifikace. Dále přibližuje jednotlivé oceňovací standardy používané v České republice a konfrontuje je s přístupy používanými ve vyspělých zemích Evropské unie. Představuje a porovnává jednotlivé metody oceňování, vysvětluje rozdíly mezi administrativním a tržním způsobem stanovení hodnoty majetku.

Autor rovněž uvádí čtenáře do problematiky praktických postupů při ocenění majetku podle platných norem jak podle Zákona o oceňování majetku, tak na tržním principu.