

Miera individuálnej averzie k riziku a jej koleráty

Tatiana VARCHOLOVÁ – Marián RIMARČÍK *

Measure of Individual Risk Aversion and Its Correlates

Abstract

The article deals with the measuring of individual risk aversion and the study of factors correlating with this measure. We used the model for quantification of risk aversion developed in research [8] which is based on derivation of Arrow-Pratt measure. Our research also proved that risk aversion is dominant attitude and risk aversion decreases with the increasing income and men have lower risk aversion than women. There were two significant factors: the overweight (stated by BMI) and the will to set up own business.

Key words: risk, uncertainty, risk aversion

JEL Classification: D81

Úvod

Úspešné riadenie podnikateľskej činnosti si vyžaduje prijímať rozhodnutia, ktoré zabezpečia fungovanie podniku v súčasných podmienkach bezprecedentnej neistoty. Odborníci na riadenie pripisujú dôležitú úlohu v rozhodovacích procesoch postoju rozhodovateľa (investora, manažéra, podnikateľa) k riziku, ktorý môže mať buď averziu k riziku, sklon k riziku, alebo neutrálny postoj k riziku. Literatúra [6, s. 167] spresňuje, že rozhodovateľ s averziou k riziku sa snaží vyhnúť značne rizikovým variantom a vyhľadáva málo rizikové varianty, ktoré s vysokou pravdepodobnosťou vedú k dosiahnutiu výsledkov, ktoré sú pre neho prijateľné. Rozhodovateľ so sklonom k riziku naopak vyhľadáva značne rizikové varianty (ktoré majú nádej na dosiahnutie zvlášť dobrých výsledkov, ale sú spojené aj s vyšším nebezpečenstvom nežiaducich výsledkov, resp. strát) a preferuje

* doc. Ing. Tatiana VARCHOLOVÁ, CSc. – Ing. Marián RIMARČÍK, Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach, Katedra účtovníctva a financií, Tajovského 13, 041 30 Košice; e-mail: varcholova@euke.sk; rimarcik@euke.sk

ich pred variantmi málo rizikovými. U rozhodovateľa s neutrálnym postojom k riziku je averzia a sklon k riziku vo vzájomnej rovnováhe.

Postoj rozhodovateľa k riziku predstavuje jeden zo základných pojmov *teórie rozhodovania za rizika a neistoty*. Jeho definícia je založená na správaní rozhodovateľa v situácii, keď má možnosť voľby medzi dvoma variantmi rozhodovania: jeden je bezrizikový (istý) a druhý – rizikový, ktorého očakávaná hodnota výsledku sa rovná hodnote výsledku istého variantu. Podľa definícií pojmov platných v teórii rozhodovania za rizika a neistoty má rozhodovateľ averziu k riziku, ak uprednostní istý variant pred rizikovým. Ak rozhodovateľ preferuje vždy druhý rizikom zaťažený variant pred istým variantom, má sklon k riziku, resp. jeho postoj je riziko vyhľadávajúci. Pre rozhodovateľa s neutrálnym postojom k riziku sú oba varianty indiferentné (t.j. hodnotí ich rovnako vysoko).

Takéto jednoduché rozlíšenie možného postoja rozhodovateľa k riziku sa z teoretického hľadiska považuje za nedostatočné. Keďže predpokladom mnohých finančných a ekonomických modelov je averzia k riziku, cieľom viacerých vedeckých štúdií bolo hľadať a nájsť spôsoby priameho merania averzie k riziku.

Empirické skúmanie postoja k riziku je najrozvinutejšie v oblasti experimentov, zameraných na overenie *teórie očakávanej utility a jej alternatív*. Sú známe výsledky výskumov, ktoré zaznamenali mnoho porušení podmienok a axiém teórie očakávanej utility [4; 10; 11; 15]. Iné experimenty potvrdili platnosť tejto teórie [3; 5; 7]. Z dôvodov absencie alternatívnej dominantnej teórie pri kvantifikácii postoja k riziku sa teória očakávanej utility využíva dodnes [6; 8; 9].

V poslednom období boli publikované zaujímavé výsledky výskumov zameraných na kvantitatívne vyjadrenie postoja k riziku, a to s využitím dotazníkov [2; 8; 19]. Základnou filozofiou tohto prístupu je, že v podmienkach neistoty sa možno na podnikateľskú činnosť pozeráť aj ako na „stávkú“.

Jeden z pokusov o vyjadrenie miery postoja k riziku v roku 1997 uskutočnil R. B. Barsky s tímom ďalších výskumníkov [2]. V experimente respondentom poskytli hypotetickú možnosť vzdať sa ich súčasnej práce s fixným platom v prospech práce s neistým príjmom. Na základe prijatia alebo zamietnutia tejto možnosti bola odvodená horná a dolná hranica koeficientu averzie k riziku, podľa ktorého sa vykonala kategorizácia respondentov do štyroch skupín, ktoré reflektovali rôzne stupne averzie k riziku.

V roku 2002 J. Wagner [19] skúmal averziu k riziku ako jeden z faktorov vplyvujúcich na zamestnanosť v Nemecku. Do dotazníka zahrnul averziu k riziku ako binárnu premennú, čo mu umožnilo jednoducho vyhodnotiť alternatívne odpovede na otázku: „Bráni strach nezamestnanému založiť si vlastnú firmu?“ Pozitívnu odpoveď na túto otázku chápal ako indikátor vysokého stupňa averzie voči riziku.

Pozoruhodné výsledky dosiala skupina výskumníkov [8], ktorí overili použiteľnosť Arrowovej-Prattovej miery absolútnej averzie k riziku [1; 13] pri vyhodnotení odpovedí respondentov z troch nezávislých databáz.

Oboznámenie sa s výsledkami tohto výskumu nás podnietilo uskutočniť vlastný výskum individuálnej averzie k riziku. Cieľom nášho výskumu bolo zmerať individuálny postoj k riziku na špecifickej vzorke respondentov použitím Arrowovej-Prattovej miery a preskúmať, ktoré faktory, resp. osobnostné charakteristiky korelujú s mierami ich averzie k riziku. Podľa dostupných informácií sa na Slovensku takýto výskum ešte nerealizoval. Preto sa v tomto príspevku pokúsime o náčrt metodiky merania individuálnej miery averzie k riziku – od stanovenia hypotéz, cez aplikáciu použitých metód, až po samotnú analýzu získaných údajov a prezentáciu výsledkov.

1. Charakteristika vlastného výskumu a hypotézy

Náš výskum sa uskutočnil na vzorke 239 študentov tretieho a štvrtého ročníka Ekonomickej univerzity v Bratislave, Podnikovohospodárskej Fakulty v Košiciach. Pri výbere vzorky sme použili metódu jednoduchého náhodného výberu. Respondenti odpovedali anonymne na otázky dotazníka, ktorý bol umiestnený na internetovej stránke. Prvá otázka sa týkala stanovenia maximálnej ceny, za ktorú si respondenti boli ochotní zakúpiť lístok lotérie (tzv. rezervačnej ceny lotérie) pri zadaných podmienkach.

Z dôvodu overenia konzistentnosti odpovedí sme do dotazníku zahrnuli tri lotérie. V prvom type lotérie bola stanovená možná výhra 1 000,- Sk pri počte účastníkov 10 (pravdepodobnosť výhry je 0,1). Druhý typ lotérie deklaroval možnú výhru 1 000,- Sk a počet účastníkov 5 (pravdepodobnosť výhry je 0,2). Tretia lotéria mala možnú výhru 2 000,- Sk a počet účastníkov 100 (pravdepodobnosť výhry je 0,01).

Na overenie spoľahlivosti stanovených rezervačných cien lotérie sa tieto tri otázky v dotazníku zopakovali po štyroch týždňoch. Spárovanie prislúchajúcich odpovedí pri zachovaní anonymity bolo zabezpečené identifikačným kódom respondenta.

Odpovede respondentov týkajúce sa rezervačných cien lotérie, zadané hodnoty pravdepodobnosti a výšky výhry tvorili základnú bázu údajov na výpočet Arrowovej-Prattovej miery individuálnej averzie k riziku.

Vychádzajúc z publikovaných záverov viacerých výskumov pre potreby skúmania osobnostných korelátov tejto miery sme sformulovali niekoľko hypotéz. Pri ich spresnení sa ukázala potreba zoradiť hypotézy do dvoch okruhov. Do prvého okruhu sme zadelili hypotézy priamo súvisiace s modelom na meranie averzie k riziku. Tento okruh reprezentujú štyri vybrané hypotézy (H1-1, H1-2, H1-3 a H1-4) sformulované na základe empirických poznatkov z viacerých výskumov.

(H1-1): *Averzia k riziku je dominantným postojom u respondentov [6; 8; 12;].*

(H1-2): *Postoj respondentov k riziku je v krátkom čase stabilný [8; 16].*

(H1-3): *Respondenti s vyšším príjmom vykazujú nižšiu averziu k riziku [8; 18].*

(H1-4): *Ženy vykazujú vyššiu averziu k riziku ako muži [8; 20].*

Druhý okruh hypotéz sa týka rizikového správania ľudí v iných oblastiach (stávky, fajčenie, konzumácia alkoholu, nadváha) a situáciách (záujem založiť si vlastnú firmu), ktoré priamo nesúvisia s modelom na meranie averzie k riziku. Tu sme predpokladali, že respondenti, u ktorých sa prejavuje rizikové správanie v špecifikovaných oblastiach, budú mať nižšiu averziu k riziku. Pri určení rizikových faktorov: konzumácia alkoholu, fajčenie a nadváha sme vychádzali zo záverov Svetovej zdravotníckej organizácie (WHO – *World Health Organisation*), ktoré ukazujú, že sú to faktory vo veľkej miere ohrozujúce celkový zdravotný stav jednotlivcov [21; 22; 23]. Konkrétne v tomto okruhu ide o nasledujúce hypotézy:

(H2-1): *Respondenti častejšie využívajúci služby stávkových kancelárií vykazujú nižšiu averziu k riziku.*

(H2-2): *Respondenti so záujmom si založiť vlastnú firmu vykazujú nižšiu averziu k riziku.*

(H2-3): *Respondenti - fajčiari vykazujú nižšiu averziu k riziku.*

(H2-4): *Respondenti s nadváhou vykazujú nižšiu averziu k riziku.*

(H2-5): *Respondenti s častejšou konzumáciou alkoholu vykazujú nižšiu averziu k riziku.*

2. Metódy a modely použité vo výskume

Vo výskume sme aplikovali model na výpočet Arrowovej-Prattovovej miery absolútnej averzie k riziku z práce [8] na špecifickej vzorke respondentov. Pri hodnotení vzťahov medzi skúmanými faktormi, resp. osobnostnými charakteristikami a mierou averzie k riziku sme použili adekvátne neparametrické štatistické metódy.

Aplikáciou teórie očakávanej utility sme zo získaných odpovedí týkajúcich sa rezervačných cien lotérií, zadaných hodnôt pravdepodobností a výšky výhier vypočítali Arrowovu-Prattovu mieru averzie k riziku. Pri jej výpočte sa vychádzalo z týchto predpokladov:

Z – výhra v lotérii,

α – pravdepodobnosť výhry v lotérii,

λ – rezervačná cena lotérie,

W – majetok respondenta,

$U(W)$ – štandardná, dvakrát diferencovateľná konkávna funkcia utility majetku.

Ak respondent má majetok W , potom kúpou lístka do lotérie jeho hodnota klesne na $(W - \lambda)$ a zvýši sa na $(W + Z - \lambda)$ v prípade výhry. Arrowova-Prattova miera averzie k riziku sa definuje ako:

$$\rho = -\frac{U''(W)}{U'(W)}$$

Z teórie očakávanej utility vyplýva, že užitočnosť majetku bez účasti v lotérii sa rovná očakávanej užitočnosti pri účasti v lotérii pri rezervačnej cene λ :

$$U(W) = (1 - \alpha)U(W - \lambda) + \alpha U(W + Z - \lambda)$$

Použitím Taylorovho rozvoja $U(W - \lambda)$ a $U(W + Z - \lambda)$ okolo $U(W)$ možno napísať:

$$U(W) \approx U(W) + \alpha Z U'(W) - \lambda U'(W) + U''(W) \frac{(1 - \alpha)\lambda^2 + \alpha(Z - \lambda)^2}{2}$$

Po úpravách dostaneme nasledovný model na kvantitatívne vyjadrenie miery averzie k riziku:

$$\rho = -\frac{U''(W)}{U'(W)} = \frac{\alpha Z - \lambda}{\frac{\lambda^2}{2} + \alpha \frac{Z^2}{2} - \alpha \lambda Z}$$

Kvantifikácia miery averzie k riziku (ρ) vo vzťahu k postoju k riziku pri za-
definovaných rezervačných cenách lotérie (λ):

pre $\lambda = 0$ (totálna averzia k riziku) dostávame $\rho = \frac{2}{Z}$

pre $\lambda = \alpha Z$ (neutrálny postoj k riziku) dostávame $\rho = 0$

pre $\lambda = Z$ (extrémny sklon k riziku, keď sa cena lístka rovná novej výhre) $\rho = -\frac{2}{Z}$

Vzťah medzi ρ a λ nie je lineárny, pretože:

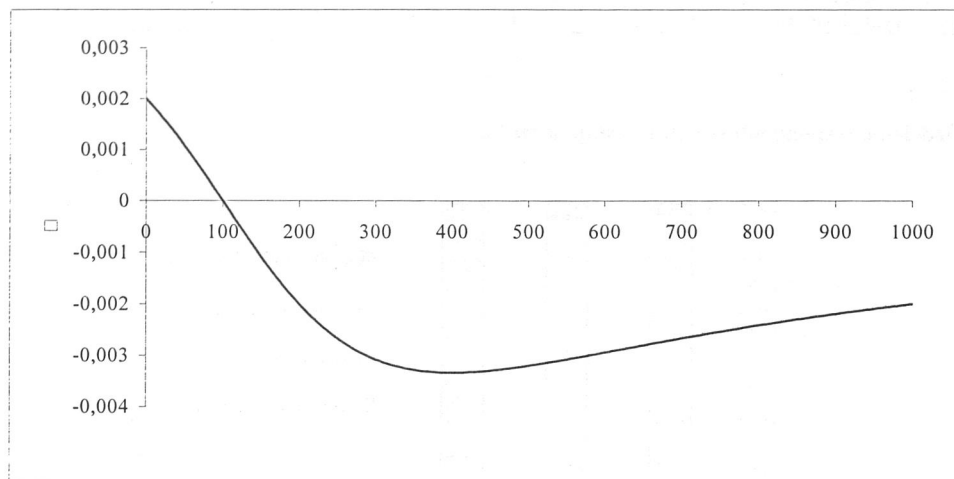
$$\frac{\Delta \rho}{\Delta \lambda} = -\frac{\rho}{\alpha Z - \lambda} + \rho^2$$

Sklon k riziku sa začína pri $\lambda = 0$ v $\frac{4(\alpha - 0,5)}{\alpha Z^2}$ a končí sa pri $\lambda = Z$
v $\frac{4(\alpha - 0,5)}{(\alpha - 1)Z^2}$

Pre hodnoty prvej lotérie $Z = 1\,000$ a $\alpha = 0,1$ je vzťah medzi rezervačnou cenou λ a Arrowovou-Prattovou mierou averzie k riziku ρ zobrazený na obrázku 1.

Obrázok 1

Vzťah medzi rezervačnou cenou (λ) a Arrowovou-Prattovou mierou averzie k riziku (ρ)



Z obrázku 1 je zrejmé, že v oblasti s rezervačnou cenou od 0,- Sk do 250,- Sk, ktorá predstavuje väčšinu prípadov, vzťah medzi Arrowovou-Prattovou mierou averzie k riziku (ρ) a rezervačnou cenou lotérie (λ) je takmer lineárny, čo znamená, že sa dosiahnu rovnaké výsledky testov hypotéz pri použití Arrowovej-Prattovej miery a pri priamom použití samotných rezervačných cien.

3. Analýza údajov a výsledky výskumu

3.1. Analýza miery averzie k riziku a jej výsledky

Tú časť výskumu sme venovali testovaniu hypotéz týkajúcich sa skúmaného modelu, resp. samotnej Arrowovej-Prattovej miery postoja rozhodovateľa k riziku.

Prvá hypotéza (H1-1): *Averzia k riziku je dominantným postojom u respondentov*, ktorá bola sformulovaná na základe záverov mnohých empirických výskumov [6; 8; 12], sa nám potvrdila. Rozdelenie súboru podľa postoja k riziku je uvedené v tabuľke 1. Respondenti s nulovými rezervačnými cenami sú uvedení osobitne.

Percentuálne zastúpenie jednotlivých odpovedí v troch skúmaných lotériách je graficky znázornené na obrázku 2.

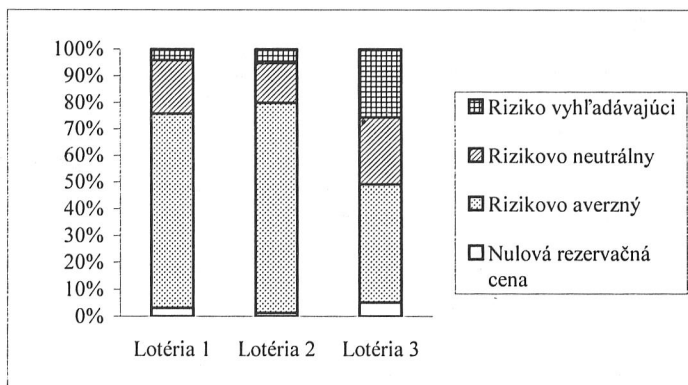
Tabuľka 1

Rozdelenie súboru podľa postoja k riziku podľa jednotlivých lotérií

	Lotéria 1		Lotéria 2		Lotéria 3	
	Počet	Percento	Počet	Percento	Počet	Percento
Nulová rezervačná cena	9	3.10	4	1.38	15	5.17
Rizikovo averzný	211	72.76	228	78.62	128	44.14
Rizikovo neutrálny	58	20.00	43	14.83	73	25.17
Riziko vyhľadávajúci	12	4.14	15	5.17	74	25.52

Obrázok 2

Rozdelenie respondentov podľa postoja k riziku



Z tabuľky 1 a obrázku 2 je zrejmé, že prvé dve lotérie (možná výhra 1 000,- Sk a pravdepodobnosť výhry 0,1, resp. 0,2) vykazujú veľmi podobnú štruktúru. Väčšina respondentov (približne 75 %) vykazuje averziu k riziku, neutrálny postoj má 20 % v prvej lotérii, resp. 15 % v druhej lotérii, pričom sklon k riziku vykazujú len približne 5 % respondentov. Tretia lotéria (možná výhra 2 000,- Sk a pravdepodobnosť výhry 0,01) vykazuje odlišné výsledky od predchádzajúcich dvoch. Počet rizikovo averzných respondentov predstavuje už iba 50 % a počet rizikovo neutrálnych a riziko vyhľadávajúcich je po 25 %.

Tabuľka 2

Popisné charakteristiky rezervačných cien λ a vypočítaných mier ρ

Lotéria	Premenná	Priemer	Medián	Minimum	Maximum	Štandardná odchýlka	Šikmosť	Špicatosť
1	λ_1	57.37	50.00	0.00	500.00	60.41	3.97	24.21
2	λ_2	111.14	100.00	0.00	800.00	109.44	2.76	11.36
3	λ_3	34.04	20.00	0.00	1 000.00	80.52	8.74	93.33
1	P_1	0.00094	0.00108	-0.00320	0.00200	0.00096	-0.00018	0.00044
2	P_2	0.00102	0.00118	-0.00244	0.00200	0.00097	-0.00017	0.00030
3	P_3	-0.00025	0.00000	-0.00502	0.00100	0.00117	-0.00024	0.00062

Popisné charakteristiky rezervačných cien λ a vypočítaných mier averzie k riziku ρ pre jednotlivé lotérie sú uvedené v tabuľke 2.

Priemerné rezervačné ceny prvých dvoch lotérií vykazujú konzistentnosť, pretože prvé dve lotérie majú rovnakú potenciálnu výšku výhry, a zároveň pravdepodobnosť výhry v prvej lotérii je nižšia ako v druhej lotérii, potom platí, že priemerná rezervačná cena prvej lotérie je menšia ako priemerná rezervačná cena druhej lotérie:

$$Z_1 = Z_2 \text{ a } P_1 < P_2, \text{ potom platí } \bar{\lambda}_1 < \bar{\lambda}_2$$

Všetky premenné vykazujú veľkú variabilitu, ale aj asymetriu a špicatosť rozdelenia. Testy hypotézy o normálnom rozdelení, vykonané metódami podľa Shapira-Wilka, Kolmogorova-Smirnovova a Lillieforsa, zamietli normálne rozdelenie pre všetky premenné ($P = 0$).

Na určenie spoľahlivosti Arrowovej-Prattovej miery averzie k riziku (ρ) sme použili neparametrický Gama koeficient, ktorý je vzhľadom na opakujúce sa pozorovania a zjavné porušenie normality najvhodnejší. Gama koeficienty premennej ρ pre jednotlivé lotérie sú uvedené v tabuľke 3.

Tabuľka 3

Gama koeficienty Arrowovej-Prattovej miery averzie k riziku ρ pre jednotlivé lotérie

	<i>Lotéria-1</i>	<i>Lotéria-2</i>	<i>Lotéria-3</i>
<i>Lotéria-1</i>	1.00	0.73	0.49
<i>Lotéria-2</i>	0.73	1.00	0.44
<i>Lotéria-3</i>	0.49	0.44	1.00

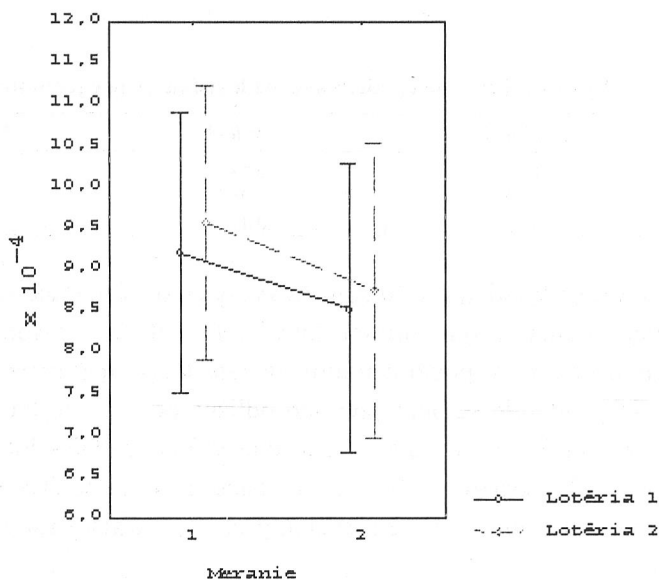
Všetky korelačné koeficienty sú štatisticky vysoko významné ($P = 0$). Korelačný koeficient medzi prvou a druhou lotériou (1. lotéria a 2. lotéria) dáva dostatočne vysokú dôveru v použitú mieru averzie k riziku (Gama koeficient sa rovná 0,73). Tretia lotéria sa opäť javí ako odlišná od prvých dvoch. Dôvodom odlišnosti tretej lotérie je jej malá potenciálna výhra (2 000,- Sk) v porovnaní s malou pravdepodobnosťou (1 %). Takto zadefinovaná lotéria nepredstavuje vhodný nástroj na meranie averzie k riziku, preto ju v ďalšej analýze výsledkov nepoužívame.

Pri použití prvých dvoch lotérií možno aplikovať jednoduchý test konzistentnosti odpovedí. Lotéria s rovnakou potenciálnou výhrou s viacerými účastníkmi, a teda menšou pravdepodobnosťou výhry (1. lotéria), nemôže mať vyššiu rezervačnú cenu ako rovnaká lotéria s menším počtom účastníkov, a teda vyššou pravdepodobnosťou výhry (2. lotéria). Nekonzistentných odpovedí bolo 11 z celkového počtu 239, čo predstavuje 4,6 %. Tí respondenti boli z ďalších analýz vylúčení, čím sa veľkosť vzorky redukovala na 228.

Druhá hypotéza (H1-2): *Postoj respondentov k riziku je v krátkom čase stabilný* sa nám tiež potvrdila. Overenie stability rezervačných cien lotérií, ktoré respondenti uvádzajú, a teda aj spoľahlivosť z nich odvodených mier averzie k riziku, bolo jedným zo zámerov nášho výskumu. Keďže postoj respondenta k riziku sa považuje z krátkodobého hľadiska pri nezmenených ostatných podmienkach za stabilnú vlastnosť [8; 16], vhodná miera averzie k riziku nutne musí vykazovať rovnaké hodnoty pri opakovaných meraniach. Na tento účel sme v úvode dotazníka zaradili identifikačný kód, ktorý aj pri zachovaní anonymity umožnil spárovanie príslušných odpovedí. Pri overení stability rezervačných cien sa použila 1. a 2. lotéria a tie pozorovania, ktoré mali v oboch meraniach konzistentné odpovede ($N = 136$ z celkového počtu 144 párových odpovedí, ktoré boli k dispozícii). Obrázok 3 zobrazuje priemery a ich 95 %-né intervaly spoľahlivosti Arrowovej-Prattovej miery averzie k riziku (ρ) 1. lotérie (plná čiara) a 2. lotérie (prerušovaná čiara) v oboch meraniach.

Obrázok 3

Priemery ρ a ich intervalové odhady pre 1. a 2. lotériu vo dvoch meraniach



Z obrázku 3 je zrejmé, že oba priemery po opakovanom meraní (po štyroch týždňoch) mierne poklesli, teda averzia sa znížila. Na overenie nulovej hypotézy, ktorá tvrdí, že dva vektory priemerov (ρ_1, ρ_2) prvého a opakovaného merania sa rovnajú, použijeme Hottelingov párový T^2 test (je identický s multivariačnou analýzou rozptylu – MANOVA pre opakované merania). Pre zjavné porušenie

podmienky normality premenných sme pravdepodobnosť, prislúchajúcu testovacej štatistike, počítali metódou Monte Carlo s využitím 100 000 iterácií. T^2 štatistika mala hodnotu 1,511 a $P = 0,484$. Keďže P-hodnota je väčšia ako 0,05, nulovú hypotézu o rovnosti vektorov priemerov ρ v 1. a 2. lotérii vo dvoch meraniach nemožno na 5 % hladine významnosti zamietnuť. Znamená to, že zistené rozdiely nie sú štatisticky významné a môžu byť iba dôsledkom náhodného výberu. Preto rezervačnú cenu λ a z nej odvodenú mieru averzie k riziku ρ považujeme za stabilnú.

3.2. Koreláty miery averzie k riziku

Táto časť analýzy výsledkov výskumu je zameraná na testovanie hypotéz o vzťahu zadaných faktorov a niektorých osobnostných charakteristík respondentov k Arrowovej-Prattovej miere averzie k riziku. V prípade normality závislých premenných (ρ_1, ρ_2) a absencie výskytu extrémnych pozorovaní by bolo najvhodnejšie využiť viacnásobnú regresnú analýzu na skúmanie vzťahu medzi mierou averzie k riziku a všetkými faktormi, resp. osobnostnými charakteristikami súčasne. Z dôvodu porušenia kritických podmienok, ktoré si vyžaduje metóda regresnej analýzy (treba uviesť, že veľkosť našej vzorky nie je dostatočná na to, aby sa aplikovala centrálna limitná veta v ďalšom postupe), nie je možné použiť parametrické metódy (napr. regresiu, resp. Pearsonov korelačný koeficient). Pretože k viacnásobnej regresnej analýze neexistuje neparametrická alternatíva, boli sme nútení skúmať vzťah mier rizika a osobnostných charakteristík bivariečne, teda pre dvojice premenných. Treba uviesť, že výber vhodnej neparametrickej metódy (Gama koeficient, Kruskalov-Wallisov test a Mannov-Whitneyho test) [14] je daný typom škály, na ktorej sa konkrétny faktor, resp. osobnostná charakteristika merá.

Tretia hypotéza (H1-3): *Respondenti s vyšším príjmom vykazujú nižšiu averziu k riziku* sa nám tiež potvrdila. Pri formulácii tejto hypotézy sme vychádzali z jedného zo základných predpokladov teórie očakávanej utility [18], ktorý bol overený vo viacerých výskumoch [8; 16; 18]. Z pohľadu teórie rozhodovania je zo skúmaných premenných najpodstatnejší mesačný príjem, ktorý v našom výskume na vzorke študentov zahŕňa všetky príjmy, t. j. vlastný zárobok, vreckové od rodičov a pod. Opisné charakteristiky mesačného príjmu pre respondentov s konzistentnými rezervačnými cenami sú uvedené v tabuľke 4.

Tabuľka 4

Popisné charakteristiky mesačného príjmu

Priemer	Medián	Minimum	Maximum	Štandardná odchýlka	Šikmost'	Špicatosť
1 367.303	500	0	30 000	2 730.351	6.174	55.770

Priemerný príjem vo vzorke predstavuje takmer 1 400,- Sk. Medián však predstavoval iba 500,- Sk. Asymetriu rozdelenia potvrdzuje aj vysoká šikmosť. Vysoká hodnota štandardnej odchýlky poukazuje na veľkú variabilitu príjmu a špicatosť – na častý výskyt extrémnych hodnôt. Testy hypotézy o normálnom rozdelení vykonané metódami podľa Shapira-Wilka, Kolmogorova-Smirnovova a Lillieforsa zamietli normálne rozdelenie ($P = 0$).

Na určenie smeru, sily a významnosti závislosti medzi príjmom a mierou averzie k riziku (ρ) v prvých dvoch lotériách sme použili neparametrický Gama koeficient. Výsledky týchto testov sú uvedené v tabuľke 5.

Tabuľka 5

Gama koeficienty a testy významnosti pre premennú príjem a ρ_1 a ρ_2

	<i>Gama koeficient</i>	<i>Pravdepodobnosť</i>
ρ_1	-0.127	0.029
ρ_2	-0.191	0.001

Oba korelačné koeficienty sú negatívne a na 5 % hladine významnosti štatisticky významné. Záporné znamienko potvrdzuje hypotézu, že averzia k riziku sa s rastúcim príjmom znižuje.

Tabuľka 6

Opisné charakteristiky mier averzie k riziku (hodnoty sú vynásobené 10^4)

<i>Faktor</i>	<i>Hodnota</i>	<i>N</i>	<i>ρ_1 Priemer</i>	<i>Medián</i>	<i>Št. odchýlka</i>	<i>ρ_2 Priemer</i>	<i>Medián</i>	<i>Št. odchýlka</i>
<i>Celkovo</i>		228	9.720	10.811	9.536	9.855	11.765	9.735
Pohlavie	Muž	107	8.274	10.811	9.733	8.692	11.765	9.411
	Žena	121	10.999	14.752	9.209	10.883	14.698	9.939
Použitie služieb stávkových kancelárií	Nikdy	145	10.639	12.821	8.999	10.629	11.765	9.528
	Niekoľkokrát do roka	47	7.830	10.811	10.017	8.583	11.765	10.364
	Aspoň raz do mesiaca	20	10.364	10.811	6.059	9.605	11.765	5.280
	Aspoň raz do týždňa	16	6.142	10.811	14.523	6.886	11.765	13.331
Fajčiar	Áno	182	9.749	10.811	9.535	9.907	11.765	9.525
	Nie	46	9.606	10.811	9.642	9.647	11.765	10.635
BMI (nadváha)	Astenik	18	12.049	11.816	6.397	11.540	11.765	6.312
	Optimum	190	10.181	10.811	9.024	10.635	11.765	8.940
	Zvýšená	20	3.247	5.405	13.723	0.927	0.000	14.458
Záujem založiť si vlastnú firmu	Nie	172	10.693	10.811	8.589	10.907	11.765	8.564
	Áno	56	6.731	10.811	11.572	6.621	11.765	12.208
Alkohol	Menej ako raz týždenne	170	9.277	10.811	10.224	9.515	11.765	10.341
	Viackrát týždenne	58	11.018	10.811	7.065	10.851	1.765	7.683

Na overenie ostatných hypotéz týkajúcich sa vzťahu vybraných faktorov s mierou averzie k riziku sme použili neparametrické štatistické metódy. Pri testovaní binárnych faktorov sme použili Mannov-Whitneyho U-test. V prípade nominálnych premenných sme použili Kruskalov-Wallisov test. V tabuľke 6 sú zhrnuté opisné štatistiky mier averzie k riziku (premenných ρ_1 a ρ_2) v jednotlivých skupinách skúmaných faktorov.

Pri interpretácii výsledkov treba vychádzať najmä z priemerných hodnôt miery averzie k riziku ρ_1 a ρ_2 ; napríklad na základe vypočítaných priemerných hodnôt mier averzie k riziku u mužov: $\bar{\rho}_1 = 8,274 \times 10^{-4}$ a u žien: $\bar{\rho}_1 = 10,999 \times 10^{-4}$ vyplýva, že ženy vykazujú v priemere vyššiu averziu k riziku ako muži. Na overenie štatistickej významnosti pozorovaných rozdielov sme však museli použiť metódy induktívnej štatistiky (Mannov-Whitneyho U-test a Kruskalov-Wallisov test).

Obdobný postup sme použili aj pri testovaní ďalších hypotéz. Na lepšiu orientáciu v tabuľke sú tučným písmom vyznačené faktory významné na 1 %-nej hladine významnosti pre miery averzie k riziku stanovené v prvých dvoch lotériách (ρ_1 a ρ_2). Na základe získaných výsledkov možno konštatovať, že zo 6-zostávajúcich hypotéz sa 3 potvrdili:

- muži majú nižšiu averziu k riziku ako ženy,
- respondenti s nadváhou vykazujú nižšiu averziu k riziku,
- respondenti so záujmom založiť si vlastnú firmu, vykazujú nižšiu averziu k riziku,

Nepotvrdili sa tieto 3 hypotézy:

- respondenti častejšie využívajúci služby stávkových kancelárií vykazujú nižšiu averziu k riziku,
- respondenti – fajčiari vykazujú nižšiu averziu k riziku,
- respondenti s častejšou konzumáciou alkoholu vykazujú nižšiu averziu k riziku.

Záver

V článku sme sa venovali meraniu individuálnej averzie k riziku a skúmaniu faktorov, ktoré ju ovplyvňujú. Táto problematika je dôležitá, pretože podmienkou fungovania mnohých ekonomických a finančných modelov je averzný postoj rozhodovateľa k riziku. Na kvantifikáciu averzie k riziku sme použili model overený v práci [8], ktorý je založený na odvodení Arrowovej-Prattovovej miery z odpovedí respondentov na ciele otázky, pri dôslednej aplikácii teórie očakávanej utility a metód viacnásobnej regresnej analýzy.

V našom výskume sme pri výbere vzorky použili metódu jednoduchého náhodného výberu. Vo vzorke boli zastúpení študenti 3. a 4. ročníka inžinierskeho štúdia v odbore Ekonomika a manažment podniku. Pri stanovení Arrowovej-Prattovej miery absolútnej averzie k riziku sme vychádzali z maximálnej sumy peňazí, ktorú boli respondenti ochotní zaplatiť za účasť v troch typoch lotérií (tzv. rezervačných cien lotérií) s presne špecifikovanými výhrami a pravdepodobnosťami výhry. Ďalšie otázky zahŕňali faktory, resp. osobnostné charakteristiky, ktoré sme použili pri testovaní hypotéz.

Na zistenie stability a spoľahlivosti odpovedí v čase, a teda aj miery averzie sme použili multivariačnú analýzu rozptylu pre opakované merania, ktorá potvrdila rovnosť rezervačných cien vo dvoch meraniach s mesačným odstupom. Preto rezervačné ceny, ktoré respondenti uvádzali, možno považovať za stabilné a mieru averzie k riziku za spoľahlivú.

Pri skúmaní vzťahov medzi mierou averzie k riziku a zadefinovanými faktormi z dôvodu porušenia podmienok na aplikáciu parametrických metód (napr. viacnásobnej regresnej analýzy) sme museli použiť neparametrické bivariačné alternatívy.

Použitie modelu overeného v práci [8], okrem modelovania Arrowovej-Prattovej miery averzie k riziku, na špecifickejšej vzorke nám umožnilo priame porovnanie výsledkov testovania celkovo 9 hypotéz, ktoré boli zoradené do dvoch okruhov. V našom výskume sa potvrdili hypotézy z prvého okruhu súvisiace priamo s použitým modelom, že u respondentov dominuje averzný postoj k riziku (hypotéza H1-1), pričom miera averzie klesá s rastom príjmov (hypotéza H1-3) a muži majú nižšiu averziu k riziku ako ženy (hypotéza H1-4). Potvrdenie hypotézy (hypotéza H1-2), že postoj respondentov k riziku je v krátkom čase stabilný, vyplýva z testov, ktoré dokázali stabilitu odpovedí a s ňou súvisiacu spoľahlivosť modelu. Všetky uvedené výsledky nášho výskumu sa zhodujú s výsledkami mnohých výskumov v tejto oblasti, či už použitím Arrowovej-Prattovej miery averzie k riziku [1; 8; 13] alebo iných nástrojov na kvantifikáciu postoja k riziku, napríklad pomocou funkcie očakávanej utility [2; 12; 19].

Ostatné testy sa týkali overenia 5 špecifických hypotéz z druhého okruhu, ktoré zahŕňali rizikové faktory v správaní respondentov. Významnými korelátmi k vypočítanej miere rizika boli dva faktory: nadváha stanovená pomocou hodnoty BMI a záujem respondenta založiť si vlastnú firmu. Respondenti s nadváhou a respondenti so záujmom o založenie vlastnej firmy vykazujú nižšiu mieru averzie k riziku (hypotézy H2-4 a H2-2). V ďalších dvoch hypotézach (H2-3 a H2-5), kde sa testovali rizikové faktory „fajčenie“ a „alkohol“ [21; 22], sa nepreukázala ich korelácia s mierou averzie k riziku.

Hypotéza H2-1: *Respondenti častejšie využívajúci služby stávkových kancelárií vykazujú nižšiu averziu k riziku* sa potvrdila. Pri formulácii našej hypotézy sme vychádzali z filozofie modelu postavenej na testovaní lotérií. Premenná zahrnutá do tejto hypotézy však ukazuje správanie respondenta v skutočných lotériách: dobrovoľná účasť a v reálnych podmienkach.

Celkovo výskum ukázal, že uplatnenie modelového prístupu na kvantifikáciu miery averzie k riziku a stanovenie jej korelátov umožňujú získať informácie na kvalitatívne vyššej úrovni než jednoduché rozdelenie postoja k riziku do troch kategórií. Uvedené riešenie nie je založené na tradícii hodnotenia postoja k riziku u nás, je skôr alternatívnym spôsobom, akým sa možno na túto problematiku pozerieť.

Literatúra

- [1] ARROW, K. J.: *Essays in the Theory of Risk Bearing*. Chicago: Markham Publishing Co. 1971.
- [2] BARSKY, R. B. – JUSTER, F. T. – KIMBALL, M. S. – SHAPIRO, M. D.: Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: an Experimental Approach in the Health and Retirement Study. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, s. 537 – 579.
- [3] BATALLIO, R. C. – KAGEL, J. H. – JIRNYAKUL, K.: Testing between Alternative Models of Choice under Uncertainty: Some Initial Results. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1990, č. 3, s. 25 – 50.
- [4] DAVIS, D. D. – HOLT, C. A.: *Experimental Economics*. Princeton: Princeton University Press 1993.
- [5] EVANS, D. A.: The Role of Markets in Reducing Expected Utility Violations. *Journal of Political Economy*, 105, 1997, s. 622 – 636.
- [6] FOTR, J. – DĚDINA, J. – HRŮZOVÁ, H.: *Manažerské rozhodování*. Praha: Ekopress 2003.
- [7] HARLESS, D. W. – CAMERER, C. F.: The Predictive Utility of Generalized Expected Utility Theories. *Econometrica*, 62, 1994, s. 1251 – 1290.
- [8] HARTOG, J. – FERRER-I-CARBONELL, A. – JONKER, N.: On a Simple Measure of Individual Risk Aversion. [Tinbergen Institute discussion paper.] Tinbergen: Tinbergen Institute 2000.
- [9] HARTOG, J.: An Ordered-response Model for Allocation and Earnings. *Kyklos*, 1998, č. 41, s. 112 – 141.
- [10] KAGEL, J. H. – ROTH, A. E.: *Handbook of Experimental Economics*. Princeton: Princeton University Press 1995.
- [11] KAHNEMAN, D. – TVERSKY, A.: Prospect Theory: an Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47, 1979, s. 263 – 291.
- [12] KEENEY, R. L. – RAIFFA, H.: *Decision with Multiple Objectives. Preferences and Value Tradeoffs*. New York: Wiley 1976.
- [13] PRATT, J. W.: Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, 1964, č. 32, s. 122 – 136.
- [14] RIMARČÍK, M.: *Štatistický Navigátor 2004* [online]; <http://rimarcik.com>
- [15] VAN DE STADT, H. – ANTONIDES, G. – VAN PRAAG, C. M.: Empirical Testing of the Expected Utility Model. *Journal of Economic Psychology*, 1984, č. 5, s. 17 – 29.

-
- [16] VAN PRAAG, C. M. – BERNARD, M. S.: Risk Aversion and the Subjective Time Discount Rate: A Joint Approach. [Tinbergen Institute discussion papers with number 03-018/3.] Tinbergen: Tinbergen Institute 2003.
- [17] VARCHOLOVÁ, T.: Rozhodovacia analýza pre manažérov. Bratislava: Vydavateľstvo EKO-NÓM 2000.
- [18] Von NEUMANN, J. – MORGENSTERN, O.: Theory of Games and Economic Behavior. Princeton: Princeton University Press 1944.
- [19] WAGNER, J.: The Impact of Risk Aversion, Role Models, and the Regional Milieu on the Transition from Unemployment to Self-Employment: Empirical Evidence for Germany. [IZA discussion papers, No. 468.] Bonn: University of Lueneburg, IZA 2002.
- [20] WATSON, S. R. – BUEDE, D. M.: Decision Synthesis. Cambridge: Cambridge University Press 1987.
- [21] http://www.who.int/health_topics/alcohol_drinking/en/
- [22] http://www.who.int/health_topics/smoking/en/
- [23] http://www.who.int/health_topics/obesity/en/
- [24] <http://cepa.newschool.edu/het/profiles/arrow.htm>