

Paradoksy skłonności do ryzyka. O pewnej nieściśłości teorii perspektywy

Streszczenie. *Skłonność do ryzyka finansowego ma mocne i liczne uwarunkowania. Jego podejmowanie zależy nie tylko od motywów psychologicznych ale i czynników obiektywnych. W badaniu empirycznym najsilniejszy wpływ na ryzykowanie w grach pieniężnych miała płeć (mężczyźni częściej grają). Zamożność i jej zmiany — chociaż była ważną determinantą podejmowania ryzyka, gdy przewidywano zysk — nie miała takiego wpływu, gdy brana była pod uwagę przez graczy ewentualna strata.*

Dane z Diagnozy Społecznej oraz przeprowadzonych badań ankietowych dowodzą niespójności efektów odbicia i pewności w przypadku średnich wartości prawdopodobieństwa loterii, co jest wbrew hipotezie Kahnemana i Tversky'ego. Efekt odbicia stanowi zarazem przesłankę do identyfikacji determinant skłonności do ryzyka finansowego oddzielnie w dziedzinie zysku i straty, czego dokonano na drodze estymacji dwuwymiarowych modeli ekonometrycznych. Niezależnie od przyjętego modelu i dobranych zmiennych pomiarowych, poziom wykształcenia i zamożność jednostki, wysokość wypłaty w odmienny sposób wpływały na skłonność do ryzyka w dziedzinie zysku i straty.

Słowa kluczowe: ryzyko finansowe, dwuwymiarowy model ekonometryczny, efekt odbicia, efekt pewności.

WPROWADZENIE

Efekt odbicia i pewności

Kahneman i Tversky (1979) występując z krytyką teorii oczekiwanej użyteczności, zaproponowali alternatywną teorię behawioralną, której częścią są efekt pewności (*certainty effect*) i efekt odbicia (*reflection effect*). Efekt odbicia stanowi o awersji do ryzyka w dziedzinie zysków i skłonności doń w dziedzinie strat. Z kolei efekt pewności to subiektywne przewartościowanie zdarzeń pewnych względem prawdopodobnych. W ocenie tych autorów efekty odbicia i pewności są wzajemnie spójne, w dziedzinie nieujemnych wypłat jednostka winna przedkładać zdarzenia pewne nad prawdopodobne, mimo jednakowej wartości oczekiwanej; w dziedzinie wypłat niedodatnich — na odwrót. Hipotezą badawczą niniejszego opracowania jest brak zgodności efektów odbicia i pewności w dzie-

dzinie strat, a zatem nieprecyzyjność teorii Kahnemana i Tversky'ego (1979), a także Machiny (1987). Drugie przypuszczenie dotyczy zróżnicowania determinant skłonności do ryzyka w dziedzinie zysków i strat — skoro udowodniono istnienie efektu odbicia, psychologiczne motywy (uwarunkowania) skłonności do ryzyka w zależności od znaku wypłaty powinny być inne, o ile nie przeciwnie. W celu weryfikacji hipotez badawczych analizie poddano dane z *Diagnozy Społecznej* oraz wyniki ankiet przeprowadzonych na potrzeby tego artykułu.

Teoria perspektywy zaproponowana przez Kahnemana i Tversky'ego powstała na podstawie badań ankietowych przeprowadzonych w Izraelu, obejmujących 14 problemów decyzyjnych (wybrane z nich przedstawiono w tabl. 1). Wyniki tych badań były co do zasady jednakowe, jak te uzyskane na uniwersytetach w Sztokholmie i Michigan (Kahneman, Tversky, 1979). Respondentami było 60—100 studentów lub pracowników uniwersyteckich. Kolejność pytań w kwestionariuszu badania rotowano. Na jednej stronie kwestionariusza było nie więcej niż 12 pytań. Respondenci badania Kahnemana i Tversky'ego byli proszeni o wyobrażenie sobie poszczególnych problemów decyzyjnych. Prawdopodobieństwo w tych problemach było określone liczbą, np. „50-procentowe prawdopodobieństwo wygrania 1000 zł”, a nie w sposób opisowy jak np. „wygrana 1000 zł w sytuacji trafienia reszki w rzucie monetą”. Wbrew pojawiającemu się w literaturze przekonaniu, wypłaty z loterii były podane nie w dolarach amerykańskich, a w lirach izraelskich (₪). Mediana miesięcznego dochodu gospodarstwa domowego w Izraelu w 1979 r. wynosiła ok. 3000 ₪.

Na potrzeby tego artykułu przyjęto zapis loterii jako zmiennych losowych — za Eeckhoudtem i Gollierem (1995) — zgodnie z którym podane są kolejno wartości prawdopodobieństwa i odpowiadające im wypłaty. Przykładowo, wypłatę pewną w wysokości 200 zł (*a*) oraz loterię o wygranej wynoszącej 400 zł z prawdopodobieństwem uzyskania 50% (*b*) można zapisać przy pomocy wektorów *a* (1,0; 200 zł) i *b* (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł).

TABL. 1. STRUKTURA PREFERENCJI W ZAKRESIE PROBLEMÓW DECYZYJNYCH 7, 7', 11 I 12 Z BADAŃ KAHNEMANA I TVERSKY'EGO

Problemy decyzyjne	Wypłata i prawdopodobieństwo	Udział osób preferujących wariant w %
7 (<i>n</i> = 66)	(0,90, 0,10; 3000 ₪, 0 ₪)	86
	(0,45, 0,55; 6000 ₪, 0 ₪)	14
7' (<i>n</i> = 66)	(0,90, 0,10; -3000 ₪, 0 ₪)	8
	(0,45, 0,55; -6000 ₪, 0 ₪)	92
11 (<i>n</i> = 70) ^a	(0,50, 0,50; 1000 ₪, 0 ₪)	16
	(1,00; 500 ₪)	84
12 (<i>n</i> = 68) ^a	(0,50, 0,50; -1000 ₪, 0 ₪)	69
	(1,00; -500 ₪)	31

^a Wybory z problemów decyzyjnych 11 i 12 jako sposoby weryfikacji teorii perspektywy były poprzedzone dodatkową premią w wysokości odpowiednio 1000 ₪ i 2000 ₪.

U w a g a. W tablicy wytłuszczono warianty preferowane przez większość respondentów.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie Kahnemana i Tversky'ego (1979).

Pomiar skłonności do ryzyka finansowego

Skłonność do ryzyka finansowego wykazuje silne uwarunkowanie sytuacyjne, w niskim stopniu jest determinowana przez postawy (Tyszka, Domurat, 2004). Współczynnik Kudera-Richardsona ($KR-20$)¹ obliczony dla dziesięciu zmiennych dotyczących ryzyka z badania *Diagnoza Społeczna* w 2005 r. wynosił 0,287, a dla pięciu zmiennych dotyczących ryzyka finansowego — 0,435. Jako wartość referencyjną rzetelności skali przyjmuje się 0,600. Z racji wysokiego uwarunkowania sytuacyjnego należy przypuszczać, że pomiar zmiennej skłonności do ryzyka będzie utrudniony na skutek efektu kolejności pytań.

Na potrzeby tego studium za użyteczne w ocenie stosunku do ryzyka finansowego uznano deklaracje uczestnictwa w loteriach o zdefiniowanych wartościach wypłat i prawdopodobieństwie ich otrzymania. Deklaracje te pozwalają na uzyskanie prób niedalekich od zbilansowanych — o zbliżonym udziale jednostek w poszczególnych kategoriach — w przeciwieństwie, np. do deklaracji gry w kasynie, kupna akcji, nieruchomości, jednostek funduszy inwestycyjnych czy korzystania z nieprzysługujących ulg fiskalnych (wyniki *Diagnozy Społecznej*). Deklaracje uczestnictwa umożliwiają poznanie preferencji dotyczących problemów decyzyjnych o niedodatnich wypłatach, co nie jest możliwe na drodze eksperymentu.

Z badań eksperymentalnych i ankietowych dotyczących uczestnictwa w loteriach otrzymujemy, co do zasady, zbieżne wyniki. W przypadku eksperymentów wyższa jest jednak awersja do ryzyka, szczególnie w sytuacji bardzo wysokich wypłat (np. Holt, Laury, 2002). Wspomniane badania empiryczne Kahnemana i Tversky'ego nie stanowiły eksperymentów, co autorzy uzasadniali założeniem, że *ludzie często są w stanie sobie wyobrazić, jakby się zachowali w sytuacji wyboru*.

Większość dotychczasowych badań empirycznych na temat uczestnictwa w loteriach była przeprowadzana na próbach nieprobabilistycznych, zwykle złożonych ze studentów i kadry uczelni wyższych. Na potrzeby tego artykułu w latach 2014 i 2015, w celu weryfikacji hipotezy o braku spójności efektów odbicia i pewności, przeprowadzono ankietę z wykorzystaniem papierowej wer-

¹ Wartość współczynnika rzetelności $KR-20$ obliczana jest wedle wzoru:

$$R_{KR20} = \frac{K}{K-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K q_i (1 - q_i)}{\sigma_X^2} \right)$$

gdzie:

K — liczba zmiennych binarnych (pozycji skali),

q_i — frakcja odpowiedzi kodowanych jako „jeden” (elementów wyróżnionych) w i -tej pozycji skali,

σ_X^2 — wariancja skali sumarycznej.

sji kwestionariusza (PSAQ — *paper-and-pencil self-administered questionnaire*) na kilku próbach po 100 studentów większości wydziałów Uniwersytetu Warszawskiego oraz próbie 250 studentów wszystkich wydziałów Uniwersytetu w Oslo. Mając na uwadze, że płeć jest najważniejszym czynnikiem wpływającym na skłonność do ryzyka, dążono do uzyskania próby zbilansowanej, tj. o zbliżonym udziale mężczyzn i kobiet. Przyjęto założenie analogiczne do zaproponowanego w kolejnych badaniach Tversky'ego i Kahnemana (1992), że ankietowani nie powinni uczestniczyć w toku studiów w wykładach z teorii podejmowania decyzji.

Dwie z ankiet przeprowadzono w dwóch seriach (każda po 100 ankietowanych) z odmienną kolejnością pytań, weryfikując sytuacyjne uzależnienie postawy skłonności do ryzyka. W pierwszej serii pytania były uporządkowane według niemalejących wartości bezwzględnych wypłat, w drugiej serii — według nierosnących (tabl. 2). W obu przypadkach w kwestionariuszu wpierw zamieszczono problem decyzyjny o nieujemnej wypłacie, przed problemem decyzyjnym o niedodatniej wypłacie.

TABL. 2. STRUKTURA PREFERENCJI PROBLEMÓW Z WYPŁATAMI PEWNYMI LUB SYMETRYCZNYMI

Nr pytania	Wektory reprezentujące warianty	Udział osób preferujących wariant $n=100 \cdot 2$ (w %)	
		pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najniższej do najwyższej, co do modułu wypłaty (1, 2, 3, 4, 5, 6)	pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najwyższej do najniższej, co do modułu wypłaty (5, 6, 3, 4, 1, 2)
1	(0,5, 0,5; 40 zł, 0 zł)	50	77**
	(1,0; 20 zł)	50	23**
2	(0,5, 0,5; -40 zł, 0 zł)	48	63*
	(1,0; -20 zł)	52	37*
3	(0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł)	36	60**
	(1,0; 200 zł)	64	40**
4	(0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł)	28	50**
	(1,0; -200 zł)	72	50**
5	(0,5, 0,5; 6000 zł, 0 zł)	24	18
	(1,0; 3000 zł)	76	82
6	(0,5, 0,5; -6000 zł, 0 zł)	27	48**
	(1,0; -3000 zł)	73	52**

U w a g a. Różnice znamienne statystycznie dla danej liczebności próby oznaczono jedną ($p<0,05$) lub dwoma ($p<0,001$) gwiazdkami.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych ankiet.

Zgodnie z informacją przedstawioną w tabl. 2 i 3, podanie na początku kwestionariusza pytań dotyczących najwyższych kwot pieniężnych, zwiększa w kolejnych problemach decyzyjnych ujawnioną skłonność do ryzyka. Wpływ kolejności pytań na deklaracje ankietowanych jest znacznie mniejszy w przy-

padku zastosowania kolejności od najniższej do najwyższej wartości bezwzględnej wypłaty. Jako wartości referencyjne można przyjąć dane z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r., w której ok. 26% ankietowanych ($n=8720$) zdecydowało się zaryzykować i zagrać w loteriach o nieujemnej oraz niedodatniej wypłacie (o parametrach identycznych jak pytania nr 3 i 4 z tabl. 2)².

TABL. 3. STRUKTURA PREFERENCJI PROBLEMÓW Z WYPŁATAMI NIESYMETRYCZNYMI

Nr pytania	Wektory reprezentujące warianty	Udział osób preferujących wariant, $n=100 \cdot 2$ (w %)	
		pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najniższej do najwyższej, co do modułu wypłaty z loterii (1, 2, 3, 4, 5, 6)	pytania w kwestionariuszu podane w kolejności od najwyższej do najniższej, co do modułu wypłaty z loterii (5, 6, 3, 4, 1, 2)
1	(0,45, 0,55; 40 zł, 0 zł)	33	61**
	(0,90, 0,10; 20 zł, 0 zł)	67	39**
2	(0,45, 0,55; -40 zł, 0 zł)	57	75**
	(0,90, 0,10; -20 zł, 0 zł)	43	25**
3	(0,45, 0,55; 400 zł, 0 zł)	37	47
	(0,90, 0,10; 200 zł, 0 zł)	63	53
4	(0,45, 0,55; -400 zł, 0 zł)	54	64
	(0,90, 0,10; -200 zł, 0 zł)	46	36
5	(0,45, 0,55; 6000 zł, 0 zł)	27	24
	(0,90, 0,10; 3000 zł, 0 zł)	73	76
6	(0,45, 0,55; -6000 zł, 0 zł)	45	60*
	(0,90, 0,10; -3000 zł, 0 zł)	55	45

U w a g a. Różnice znamienne statystycznie dla danej liczebności próby oznaczono jedną ($p<0,05$) lub dwoma ($p<0,01$) gwiazdkami.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Efekt kolejności pytań jest nieznaczny w przypadku zestawienia w kwestionariuszu pytań o różnym scenariuszu. W kolejnej ankiecie, pytania dotyczące określenia preferencji między loteriami opisanymi wektorami (0,50, 0,50; 200 zł, 0 zł) i (0,25, 0,75; 400 zł, 0 zł) oraz analogicznymi loteriami o niedodatnich wypłatach (0,50, 0,50; -200 zł, 0 zł) i (0,25, 0,75; -400 zł, 0 zł) zamieszczono w dwóch kwestionariuszach, a prawdopodobieństwo dla obu alternatyw zilustrowano w sposób opisowy (wyciągnięcie określonych kart do gry). W pierwszym przypadku oba pytania znalazły się na początku kwestionariusza;

² Analogiczne wyniki jak w *Diagnozie Społecznej* uzyskano w 2015 r. w ankiecie z wykorzystaniem papierowej wersji kwestionariusza przeprowadzonej wśród studentów Uniwersytetu Warszawskiego, w której każdy z $n=100$ respondentów odpowiadał tylko na jedno z rzezonych dwóch pytań; a także w ankiecie z wykorzystaniem papierowej wersji kwestionariusza przeprowadzonej na próbie $n=250$ studentów Uniwersytetu w Oslo.

w drugim przypadku na samym jego końcu, po pytaniach o innej strukturze wypłat i prawdopodobieństwa oraz zasadniczo odmiennym scenariuszu, gdzie prawdopodobieństwo przedstawiono jako liczbę (np. 50%). Udział osób, które wybrały warianty (0,50, 0,50; 200 zł, 0 zł), (0,25, 0,75; 400 zł, 0 zł) był równy w przypadku zamieszczenia pytania na początku oraz na końcu kwestionariusza odpowiednio: 64%, 36% oraz 58% i 42%. Różnica nie jest znamienna statystycznie na poziomie istotności $\alpha=0,05$ dla próby $n=2 \cdot 100$. W przypadku loterii o analogicznych co do modułu wypłatach jak powyższe, lecz ich odwrotnym znaku, różnica była niższa, odsetek osób wybierających dany wariant wynosił odpowiednio: 42%, 58% oraz 44%, 56%. Z racji na sytuacyjne uwarunkowanie skłonności do ryzyka, wyniki ankiet prezentowane w części trzeciej tego artykułu dotyczą jedynie pytań znajdujących się na początku kwestionariusza. W przypadku, gdy brano pod uwagę dwa pierwsze pytania z kwestionariusza, ich kolejność rotowano, aby mieć pewność, że struktura kwestionariusza nie zniekształciła wyników.

CZYNNIKI WARUNKUJĄCE SKŁONNOŚĆ DO RYZYKA W DZIEDZINIE ZYSKU I STRAT

Dwuwymiarowy model probitowy

Wielowymiarowe modele ekonometryczne umożliwiają uwzględnienie współzależności analizowanych decyzji, przy czym mogą one być podejmowane przez tego samego lub różnych decydentów. Modele dwuwymiarowe zakładają istnienie dwóch zmiennych ukrytych y_1^* i y_2^* (Cameron, Trivedi, 2009):

$$\begin{aligned} y_1^* &= X_1^T \beta_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* &= X_2^T \beta_2 + \varepsilon_2 \end{aligned}$$

gdzie: $E(\varepsilon_1)=E(\varepsilon_2)=0$, $D^2(\varepsilon_1)=D^2(\varepsilon_2)=1$, $cov(\varepsilon_1,\varepsilon_2)=\rho$.

Obserwowane zmienne mają charakter binarny:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{dla } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad y_2 = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{dla } y_2^* \leq 0 \end{cases}$$

Składniki resztowe ε_1 , ε_2 są wzajemnie skorelowane i określone standardowym rozkładem normalnym. W sytuacji gdy kowariancja $cov(\varepsilon_1,\varepsilon_2)=0$ model redukowany jest do postaci dwóch autonomicznych modeli probitowych.

W przypadku modeli dwuwymiarowych przyjmuje się, że błędy złożone są z części unikatowej dla danego równania (u_j) oraz wspólnej dla obu równań (η):

$$\varepsilon_1 = \eta + u_1$$

$$\varepsilon_2 = \eta + u_2$$

W dwuwymiarowym modelu probitowym (*bivariate probit model*) możliwe jest oszacowanie czterech rodzajów prawdopodobieństwa prostego (Greene, 2003):

$$\begin{aligned} \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 1, y_2 = 1) \\ \Phi(X_1^T \beta_1) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 1) - P(y_1 = y_2 = 1) = P(y_1 = 1, y_2 = 0) \\ \Phi(X_2^T \beta_2) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_2 = 1) - P(y_1 = y_2 = 1) = P(y_1 = 0, y_2 = 1) \\ 1 - \Phi(X_1^T \beta_1) - \Phi(X_2^T \beta_2) - \Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho) &= P(y_1 = 0, y_2 = 0) \end{aligned}$$

gdzie $\Phi(\cdot)$ oraz $\Phi_2(\cdot)$ to dystrybuanta odpowiednio standardowego rozkładu normalnego i dwuwymiarowego standardowego rozkładu normalnego. Na podstawie tych równań można wyznaczyć wzory na prawdopodobieństwo warunkowe, np.:

$$P(y_1 = 1 | y_2 = 1) = \frac{P(y_1 = 1, y_2 = 1)}{P(y_2 = 1)} = \frac{\Phi_2(X_1^T \beta_1, X_2^T \beta_2, \rho)}{\Phi(X_2^T \beta_2)}$$

przy czym efekty krańcowe stanowią ich pochodne (Greene, 2003).

Dane

Pytania na temat uczestnictwa w loteriach pieniężnych pojawiły się w *Diagnozie Społecznej* w dwóch edycjach (w latach 2003 i 2005) i nie były jak dotychczas przedmiotem analizy. Określony tamże problem decyzyjny o wypłatach nieujemnych przewidywał wybór między wypłatą pewną **a** (1,0; 200 zł) i loterią **b** (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł). Poniżej podano wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe dla obu wariantów:

$$E(\mathbf{a}) = E(\mathbf{b}) = 200$$

$$\sigma(\mathbf{a}) = 0$$

$$\sigma(\mathbf{b}) = 200$$

Problem decyzyjny o wypłatach niedodatnich zakładał natomiast wybór między wypłatą pewną **c** (1,0; -200 zł) i loterią **d** (0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł). Zdecydowana większość ankietowanych *Diagnozy Społecznej* wykazała awersję do ryzyka w dziedzinie zysku i straty, co jest niezgodne z teorią perspektywy.

TABL. 4. ROZKŁAD ZMIENNYCH Z DIAGNOZY SPOŁECZNEJ DOTYCZĄCYCH UCZESTNICTWA W LOTERIACH PIENIĘŻNYCH A EFEKT ODBICIA

Wyszczególnienie		Ogółem	cp63 ^a	
			zapłacić 200 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 400 zł
O g ó l e m		8720	6451	2269
cp43 ^a	wziąć 200 zł od razu	6487	5615	872
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 400 zł	2233	836	1397

^a Symbol w *Diagnozie Społecznej* (2005).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie wyników *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

Rozkład odpowiedzi na oba pytania cechuje w Polsce nieduże zróżnicowanie przestrzenne³. Bardziej skłonne do ryzyka finansowego w przypadku problemów decyzyjnych reprezentowanych przez wektory **a** (1,0; 200 zł), **b** (0,5, 0,5; 400 zł, 0 zł) oraz **c** (1,0; -200 zł) i **d** (0,5, 0,5; -400 zł, 0 zł) były osoby zamieszkałe na Pomorzu Zachodnim (klaster wysokich wartości istotny na poziomie $\alpha=0,05$ według obliczonej statystyki lokalnej Morana)⁴. Przeciętnie wyższą awersję do ryzyka finansowego wykazały osoby zamieszkałe w większej części Górnego Śląska oraz Wielkopolski (klastry niskich wartości istotne na poziomie $\alpha=0,05$). Podkreślenia wymaga w tym kontekście jednak wielowymiarowość skłonności do ryzyka.

³ Nie oznacza to, że skłonność do ryzyka nie jest zróżnicowana kulturowo. W Koreańskim Badaniu Panelowym Rynku Pracy i Dochodów Ludności (*han' gungnodomgp' aenólchosa* — KLIPS) w 2007 r. blisko 12 tys. ankietowanych z Korei Południowej odpowiedziało na pytanie dotyczące wyboru między otrzymaniem 100 tys. wonów koreańskich (w 2007 r. ok. 220 zł) a loterią umożliwiającą uzyskanie 200 tys. wonów koreańskich (ok. 440 zł) z prawdopodobieństwem 50%. Tylko 5,6% Koreańczyków zadeklarowało chęć udziału w proponowanej loterii.

⁴ Statystyka lokalna I Morana jako współczynnik korelacji przestrzennej obliczana jest wedle wzoru:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\frac{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2}{n}}$$

gdzie:

n — liczba jednostek (podregionów),

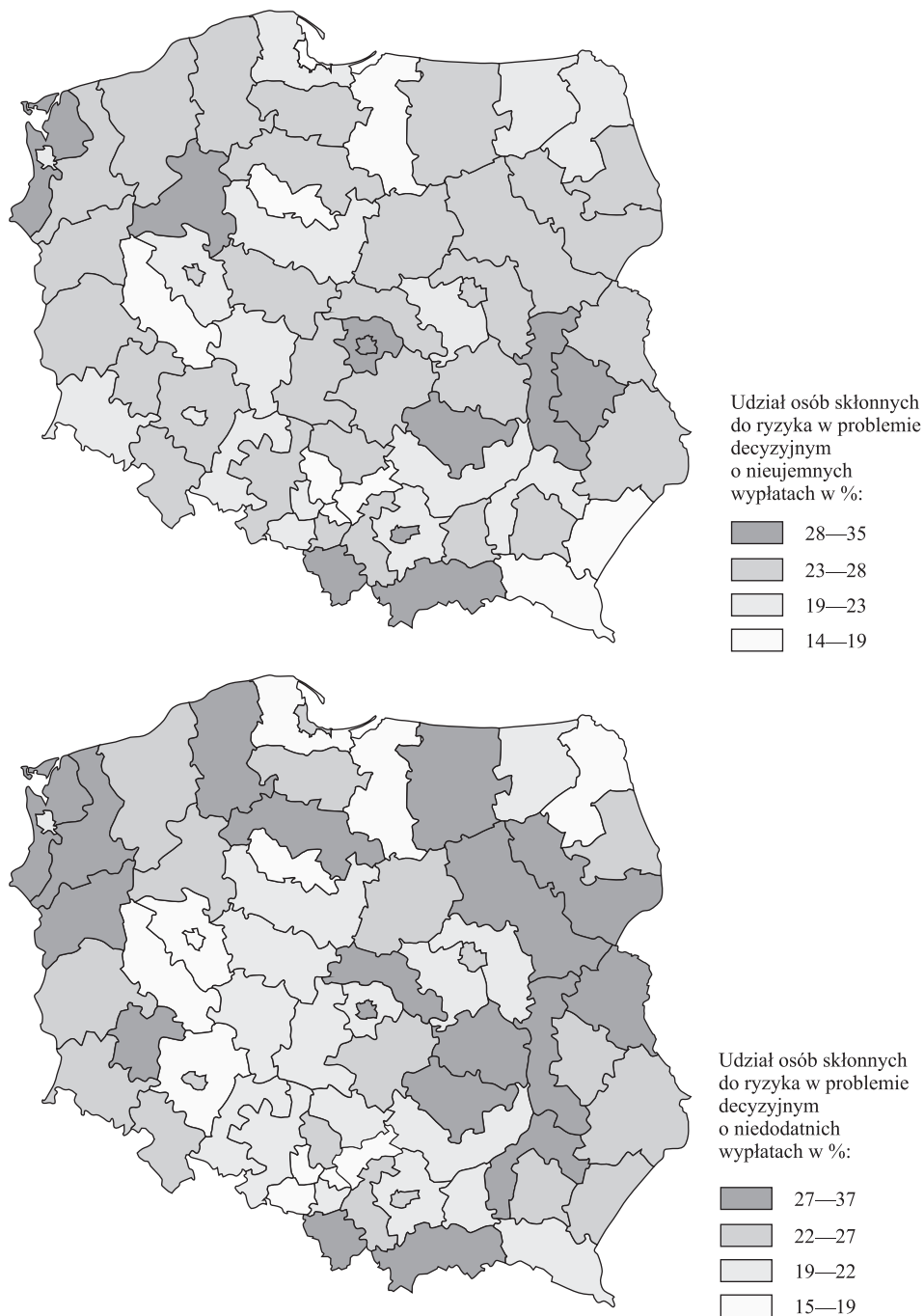
x_i — wartość cechy w i -tym podregionie,

x_j — wartość cechy w j -tym (innym) podregionie,

\bar{x} — średnia arytmetyczna cechy dla n jednostek,

w_{ij} — element macierzy wag (1 — dla graniczących jednostek, 0 — w przeciwnym przypadku).

Wykr. 1. ZRÓŻNICOWANIE SKŁONNOŚCI DO RYZYKA FINANSOWEGO W POLSCE



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z lat 2003 i 2005.

Zmienne zależne modelu dwuwymiarowego y_1 i y_2 stanowią zmienne binarne:

cp43 — 1 w sytuacji chęci udziału w loterii o wypłacie nieujemnej, 0 w przeciwnym przypadku;

cp63 — 1 w sytuacji chęci udziału w loterii o wypłacie niedodatniej, 0 w przeciwnym przypadku.

Na podstawie literatury jako zbiór regresorów postaci x_1 i x_2 zaproponowano:

wiek — wiek w latach (Halek, Eisenhauer, 2001);

pleć — 1 dla mężczyzny, 0 dla kobiety (Croson, Gneezy, 2009);

awans — 1 w przypadku zdobycia w ciągu ostatniego roku kwalifikacji lub umiejętności z myślą o wyższych zarobkach, 0 w innym przypadku (Nicholson i in., 2005);

publ, pryw, przeds, roln, renc, emer, stud, bezr, bier — zmienne zero-jedynkowe dla następującego statusu społeczno-zawodowego ankietowanego: zatrudniony najemnie w sektorze publicznym, prywatnym, prowadzący działalność gospodarczą, gospodarstwo rolne, rencista, emeryt, student lub uczeń, bezrobotny, bierny zawodowo (Hartog i in., 2002);

wyk_4, wyk_3, wyk_2, wyk_1 — zmienne zero-jedynkowe dla wykształcenia ankietowanego: wyższego i policealnego, średniego, zasadniczego zawodowego i gimnazjalnego, podstawowego i niższego (Dohmen i in., 2005);

sytmat_6, sytmat_5, sytmat_4, sytmat_3, sytmat_2, sytmat_1 — zmienne zero-jedynkowe dla następującej oceny poziomu materialnego swojego obecnego życia przez ankietowanego: tragiczny, zły, niezbyt dobry, ani dobry, ani zły, dosyć dobry, dobry albo wspaniały (Guiso, Paiella, 2008);

wykojc_5, wykojc_4, wykojc_3, wykojc_2, wykojc_1 — zmienne zero-jedynkowe dla następującego wykształcenia ojca respondenta: wyższego i policealnego, średniego, zasadniczego zawodowego albo gimnazjalnego, podstawowego, niepełnego podstawowego (Hryshko i in., 2011).

Estymacja modelu

Postać modelu po weryfikacji statystycznej przedstawiono w tabl. 5. O dostatecznym dopasowaniu modelu do danych świadczy empiryczny poziom istotności statystyki chi-kwadrat. Współczynnik pseudo- R^2 McFaddena dla modelu

(tabl. 5) jest równy $1 - \frac{7995,8}{8976,2} \approx 0,109$, co w przypadku modelu mikroekonometrycznego jest wartością korzystną⁵.

Według zaproponowanego modelu, Polacy w zależności od tego czy oceniają materialny poziom swojego życia jako „tragiczny”, czy jako „dobry” ryzykują i grają w obu loteriach przeciętnie z prawdopodobieństwem 13,7% albo 16,3%. Wśród polskich przedsiębiorców przeważają ok. 40-letni mężczyźni ze średnim wykształceniem zawodowym. Średnie prawdopodobieństwo podjęcia ryzyka w obu problemach decyzyjnych przez człowieka biznesu wynosi 29,9%. Dla kontrastu, emerytka w wieku 65 lat oceniająca materialny poziom swojego życia jako „zły”, która ukończyła jedynie szkołę podstawową, a jej ojciec nabył niepełne podstawowe wykształcenie zdecydowanie się na uczestnictwo w obu loteriach z prawdopodobieństwem 5,2%.

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI DWUWYMIAROWEGO MODELU PROBITOWEGO PO USUNIĘCIU ZMIENNYCH NIEISTOTNYCH STATYSTYCZNIE

Wyszczególnienie	Próba $n=8083$. Uogólniony test Walda $\chi^2=622,27$, $p<0,001$			
	współczynnik	błąd standardowy	p -wartość	przedział ufności 95%
Zmienna zależna cp43				
wyraz wolny	-0,478	0,073	0,000	-0,621 -0,335
wiek	-0,009	0,001	0,000	-0,011 -0,007
pleć	0,465	0,031	0,000	0,403 0,526
awans	0,084	0,042	0,047	0,001 0,167
przeds	0,339	0,072	0,000	0,198 0,481
wyk_4	0,246	0,056	0,000	0,135 0,356
wyk_3	0,077	0,049	0,115	-0,019 0,174
wyk_2	0,033	0,048	0,501	-0,063 0,128
sytmat_6	-0,203	0,083	0,016	-0,367 -0,038
sytmat_5	-0,175	0,056	0,002	-0,285 -0,065
sytmat_4	-0,156	0,047	0,001	-0,248 -0,064
sytmat_3	-0,153	0,043	0,000	-0,237 -0,069
sytmat_2	-0,041	0,046	0,369	-0,130 0,049
wykojc_1	-0,141	0,052	0,006	-0,243 -0,040
Zmienna zależna cp63				
wyraz wolny	-0,236	0,064	0,000	-0,362 -0,110
wiek	-0,011	0,001	0,000	-0,013 -0,009
pleć	0,399	0,031	0,000	0,338 0,459
przeds	0,225	0,073	0,002	0,082 0,368
wyk_4	-0,108	0,054	0,045	-0,214 -0,002
wyk_3	-0,162	0,047	0,001	-0,255 -0,069
wyk_2	-0,160	0,047	0,001	-0,252 -0,068
wykojc_1	-0,110	0,050	0,029	-0,208 -0,011

U w a g a. Test ilorazu wiarygodności korelacji składnika losowego $\chi^2=1585,39$, $p<0,001$.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

⁵ O gorszym dopasowaniu dwóch niezależnych modeli probitowych aniżeli modelu dwuwymiarowego świadczy test ilorazu wiarygodności LR, którego statystyka testowa wynosi $\chi^2=1705,4$. Test ten bierze pod uwagę wartości logarytmu funkcji wiarygodności, który przyjmuje wartości znacznie mniejsze dla dwóch autonomicznych modeli aniżeli modelu dwuwymiarowego $-4358,4 + (-4490,1) = -8848,5$ wobec $-7995,8$ odpowiednio.

Opracowany model potwierdza wyższą skłonność do ryzyka mężczyzn i wzrost awersji do ryzyka z wiekiem. Płeć jest najważniejszą determinantą skłonności do ryzyka według oszacowanego modelu, co znajduje potwierdzenie w literaturze (Croson, Gneezy, 2009; Dohmen i in., 2005). Płeć jako zmienna najsilniej różnicująca stosunek do ryzyka nie stanowi przesłanki do estymacji modelu w podgrupach (test ilorazu wiarygodności $\chi^2=26,82$). Próby w tym sensie nie można zatem uznać za heterogeniczną.

W kontekście danych z *Diagnozy Społecznej*, hipoteza Nicholsona i in. (2005) o szybszym wzroście awersji do ryzyka z wiekiem w przypadku mężczyzn aniżeli kobiet, okazała się niesłuszna. *P*-wartość testu istotności zmiennej interakcyjnej wieku i płci dla estymowanego modelu osiągnęła wartość powyżej 0,50. Scorbureanu i Holzhausen (2011) sugerowali nieliniową, paraboliczną zależność między wiekiem i skłonnością do ryzyka, która jest relatywnie niska u osób poniżej 20. roku życia. W przypadku danych z *Diagnozy Społecznej* kwadrat ani sześcian zmiennej wieku nie jest istotny statystycznie, co najprawdopodobniej związane jest z charakterem próby — w badaniu brały udział jedynie osoby powyżej 16. roku życia.

Wykształcenie oraz zamożność jednostki wpływają w odmienny sposób na skłonność do ryzyka w zależności od znaku wypłaty. Osoby o wykształceniu podstawowym lub niższym są najbardziej skłonne do ryzyka w dziedzinie straty. Wykazują jednakże najwyższą awersję do ryzyka w dziedzinie zysku. W tabl. 6 przedstawiono wartości współczynnika ryzyka (*risk ratio*) danego wzorem:

$$RR_{rs} = \frac{P(y_1 = r, y_2 = s | z_1)}{P(y_1 = r, y_2 = s | z_2)}$$

dla dwóch zestawów zmiennych objaśniających: osoby o wykształceniu wyższym i średnich wartościach innych predyktorów (z_1) oraz osoby o wykształceniu zawodowym i średnich wartościach innych predyktorów (z_2). W żadnym przypadku 95-procentowy przedział ufności współczynnika ryzyka (RR_{rs}) nie zawiera jedności, co stanowi o stabilności modelu.

TABL. 6. WARTOŚCI I 95-PROCENTOWE PRZEDZIAŁY UFNOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA RYZYKA RR_{rs}

Wyszczególnienie	Współczynnik ryzyka	Błąd standardowy RR	przedział ufności RR 95%	
$P(y_1=0, y_2=0)$	0,920	0,023	0,874	0,966
$P(y_1=0, y_2=1)$	0,841	0,075	0,703	0,996
$P(y_1=1, y_2=0)$	1,412	0,116	1,197	1,652
$P(y_1=1, y_2=1)$	1,234	0,081	1,083	1,400

Źródło: jak przy tabl. 5.

W przypadku problemu decyzyjnego o nieujemnej wypłacie, zmienna oceny materialnego poziomu życia wpływa (w przybliżeniu) liniowo na skłonność do ryzyka finansowego. W przypadku drugiego z równań (objaśniającego chęć uczestnic-

stwa w loterii o niedodatniej wypłacie) zmienne dotyczące zamożności, jak również uzyskania wyższych kwalifikacji z myślą o awansie nie są znamienne statystycznie. Według modelu awersja do straty nie jest zatem zróżnicowana ze względu na ocenę materialnego poziomu życia. Na podstawie obserwacji można by z jednej strony uznać, że osoby niezamożne celem uniknięcia wydatku częściej ryzykują (czego banalnym przykładem jest jazda bez biletu, na którą najczęściej decydują się właśnie osoby ubogie). Z drugiej strony różnica użyteczności między utratą 200 zł i 400 zł jest dla osób zamożnych mniej znacząca niżeli w przypadku osób ubogich.

Podobne wnioski, jak w przypadku predyktora subiektywnej oceny materialnego poziomu życia, pokazują zmienne ilościowe reprezentujące zamożność ankietowanego, w tym: wysokość osobistego dochodu netto w ostatnich trzech miesiącach (zmienna oznaczona w *Diagnozie Społecznej* jako *cp106*) oraz spodziewany miesięczny osobisty dochód netto w najbliższych dwóch latach (*cp107*). Współczynnik dla pierwszej z tych zmiennych cechuje niższy poziom błędu standardowego ($z=3,22$ wobec $z=3,62$), co jest zgodne z intuicją. Zmienne reprezentujące bieżący i oczekiwany miesięczny dochód cechuje wysoka liczba braków danych (odpowiednio 1032 i 1095 obserwacji) wobec jedynie 16 braków odpowiedzi na temat oceny materialnego poziomu życia. Łatwo również wykazać, że zmiana oceny materialnego poziomu życia oraz zmiana deklaracji uczestnictwa w loterii o nieujemnej wypłacie nie są zjawiskami niezależnymi ($\chi^2=19,94$, $p=0,011$), przy braku istotności analogicznego związku statystycznego dla loterii o niedodatniej wypłacie.

Porównanie wyników z trzech rodzajów modeli dwuwymiarowych

Dwuwymiarowy model logitowy (*bivariate logistic odds-ratio model*), zwany też modelem Palmgren jest łatwiejszy w interpretacji niż dwuwymiarowy model probitowy. Współczynniki regresji mają łatwą interpretację podobną do jednowymiarowej regresji logistycznej (Palmgren, 1989):

$$\ln \frac{P(y_1 = 1)}{1 - P(y_1 = 1)} = \mathbf{X}_1^T \boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1$$

$$\ln \frac{P(y_2 = 1)}{1 - P(y_2 = 1)} = \mathbf{X}_2^T \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2$$

Iloraz szans (*odds ratio*)⁶ reprezentuje w modelu dwuwymiarowym inną relację niż w jednowymiarowej regresji logistycznej:

⁶ Warto zaznaczyć, że w dokumentacji dwuwymiarowego modelu logitowego opracowanej na potrzeby pakietu oprogramowania R, przez pracowników Uniwersytetu Harvarda (Imai i in., 2012, s. 123), błędnie zapisany jest zarówno iloraz szans $\varphi = \frac{P(y_1 = y_2 = 0) \cdot P(y_1 = 0, y_2 = 1)}{P(y_1 = y_2 = 1) \cdot P(y_1 = 1, y_2 = 0)}$, jak prawdopodobieństwo $(P(y_1 = y_2 = 1) = 0,5 \cdot (\varphi - 1)^{-1} - a - \sqrt{a^2 + b}$ dla $\varphi \neq 1$).

$$\varphi = \frac{P(y_1 = y_2 = 1) \cdot P(y_1 = y_2 = 0)}{P(y_1 = 1, y_2 = 0) \cdot P(y_1 = 0, y_2 = 1)}$$

Dwuwymiarowy model logitowy pozwala na oszacowanie wartości prawdopodobieństwa złożonego, uwzględniając zależność między zmiennymi y_1 i y_2 :

$$P(y_1 = y_2 = 1) = 0,5(\varphi - 1)^{-1} \left(a - \sqrt{a^2 + b} \right) \text{ dla } \varphi \neq 1$$

gdzie $a = 1 + (P(y_1 = 1) + P(y_2 = 1))(\varphi - 1)$, $b = -4\varphi(\varphi - 1)P(y_1 = 1) \cdot P(y_2 = 1)$.

Dwuwymiarowe modele probitowy i logitowy cechują zbieżne wyniki estymacji (tabl. 7) dla dowolnych wartości szacowanego prawdopodobieństwa. W przypadku estymowanego dwuwymiarowego modelu logitowego skłonności do ryzyka wartość logitu dla próby z *Diagnozy Społecznej* jest równa:

$$\ln(\varphi) \approx \ln(10,26) \approx 2,33$$

TABL. 7. PORÓWNANIE OSZACOWANEGO PRAWDOPODOBIEŃSTWA DLA ŚREDNICH WARTOŚCI PREDYKTORÓW W ANALIZOWANYM MODELU

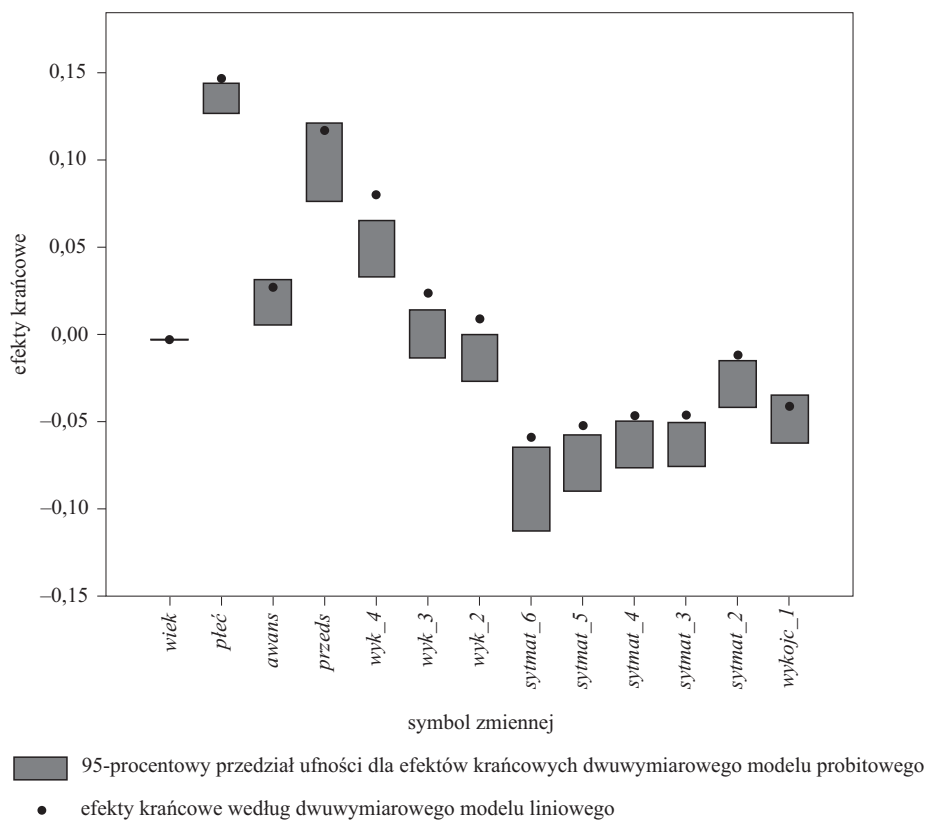
Wyszczególnienie	Dwuwymiarowy model			
	logitowy		probitowy	
	oszacowanie	błąd standardowy	oszacowanie	błąd standardowy
$P(y_1=0, y_2=0)$	0,65866458	0,005460230	0,65519128	0,005408094
$P(y_1=0, y_2=1)$	0,10166777	0,003518906	0,10199128	0,003460377
$P(y_1=1, y_2=0)$	0,09279194	0,003401124	0,09415771	0,003353415
$P(y_1=1, y_2=1)$	0,14687571	0,004055245	0,14865972	0,004026164

U w a g a. Celem zapewnienia porównywalności w tablicy podano wyniki estymacji obu modeli z R, gdzie oprogramowany jest zarówno dwuwymiarowy model probitowy jak logitowy. Oszacowania prawdopodobieństwa ze Stata dla dwuwymiarowego modelu probitowego wynoszą kolejno: 0,65535169; 0,10213449; 0,09402259; 0,14849123. Wytłuszczono części ułamek różniące analogiczne wartości współczynników i błędów standardowych

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 5.

Zellner (1962) zaproponował model regresji liniowych pozornie niezwiązanych (*seemingly unrelated regressions* — SUR). Liniowy model prawdopodobieństwa charakteryzuje szereg ułomności, najważniejszymi są heteroskedastyczność składnika losowego i możliwość uzyskania wartości zmiennej zależnej, niezgodnej z definicją prawdopodobieństwa. Różnice wartości efektów krańcowych dla SUR i dwuwymiarowego modelu probitowego są niewielkie dla średnich wartości predyktorów. Za wyjątkiem zmiennych nieistotnych statystycznie różnice efektów krańcowych mieszczą się w przedziale (1,3%; 22,0%) ich wartości.

Wykr. 2. EFEKTY KRAŃCOWE Z MODELI LINIOWEGO I PROBITOWEGO



Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z 2005 r.

O ile w przypadku średnich wartości predyktorów różnice między oszacowaniami efektów krańcowych dla dwuwymiarowych modeli probitowego oraz liniowego są niewielkie, znacznie zwiększają się one w przypadku skrajnych wartości predyktorów, a zatem szacowanego prawdopodobieństwa. W analizowanym przypadku efekty krańcowe z modelu liniowego są zawyżone względem efektów krańcowych z modelu probitowego, co związane jest z niskimi na ogół wartościami szacowanego prawdopodobieństwa. W tabl. 8 przedstawiono efekty krańcowe zmiennej objaśnianej postaci uczestnictwa w loterii o nieujemnej wypłacie (*cp43*) dla 65-letniej emerytki z wykształceniem podstawowym, oceniającej materialny poziom swojego życia jako „zły”, której ojciec nie ukończył szkoły podstawowej. Wedle predykcji na podstawie dwuwymiarowego modelu probitowego, osoby o podanych cechach zaryzykują w tej loterii o nieujemnej wypłacie z prawdopodobieństwem 8,5%, a według predykcji modelu liniowego 9,6%. Wartości błędu standardowego efektów krańcowych są niższe w przypadku dwuwymiarowego modelu probitowego.

TABL. 8. PORÓWNANIE EFEKTÓW KRAŃCOWYCH Z DWUWYMIAROWEGO MODELU LINIOWEGO ORAZ PROBITOWEGO DLA SKRAJNYCH WARTOŚCI PREDYKTORÓW

Zmienne	Dwuwymiarowe modele					
	liniowy (SUR)			probitowy		
	efekty krańcowe	błąd standardowy	Z	efekty krańcowe	błąd standardowy	Z
wiek	-0,0026	0,0003	-8,51	-0,0014	0,0002	-6,91
pleć	0,1443	0,0096	10,34	0,0968	0,0094	10,34
awans	0,0320	0,0138	2,32	0,0138	0,0075	1,85
przeds	0,1215	0,0238	3,71	0,0657	0,0177	3,71
wyk 4	0,0664	0,0171	3,89	0,0448	0,0116	3,85
wyk 3	0,0152	0,0145	1,54	0,0127	0,0082	1,54
wyk 2	0,0019	0,0145	0,13	0,0052	0,0078	0,67
sytmat 6	-0,0643	0,0253	-2,54	-0,0273	0,0100	-2,72
sytmat 5	-0,0565	0,0172	-3,29	-0,0305	0,0100	-3,06
sytmat 4	-0,0498	0,0145	-3,43	-0,0217	0,0062	-3,49
sytmat 3	-0,0507	0,0135	-3,76	-0,0213	0,0058	-3,71
sytmat 2	-0,0145	0,0145	-1,00	-0,0062	0,0067	-0,92
wykojc 1	-0,0350	0,0147	-2,38	-0,0241	0,0089	-2,71

Źródło: jak przy tabl. 5.

CECHY SKŁONNOŚCI DO RYZYKA W DZIEDZINIE ZYSKU I STRATY

Kwota loterii a preferencje

Holt i Laury (2002) analizowali doświadczalnie wpływ struktury prawdopodobieństwa wypłat na preferencje jednostki. Badanie było ułomne ze względu na efekt kolejności pytań (błąd oszacowania był zbliżony do tego podanego w tabl. 2 i 3), wyraźnie wskazało jednak na rosnącą awersję do ryzyka wraz ze wzrostem wartości oczekiwanej z loterii. Eksperymenty obojga autorów zakładały jedynie wybór między loteriami o dodatniej wypłacie. Ujemne lub zerowe wypłaty nie były przewidziane w projekcie tego doświadczenia. Loterii o możliwej ujemnej wypłacie nie było także we wcześniejszym eksperymencie Kachelmeiera i Shehaty (1992) na temat zależności między kwotą loterii i preferencjami dotyczącymi ryzyka. Celem porównania wpływu wysokości wypłat i skłonnością do ryzyka odrębnie w dziedzinie zysku i straty, przeprowadzono badanie empiryczne.

W ankiecie zrealizowanej w dwóch próbach złożonych z $n=2 \cdot 100$ studentów Uniwersytetu Warszawskiego zapytano o preferencje dotyczące (hipotetycznych) problemów decyzyjnych (tabl. 9). Jak zaznaczono, dotychczas w literaturze nie analizowano zależności między awersją do strat i wysokością przewidzianej wypłaty. Wpływ kwoty loterii na decyzję uczestnictwa w niej jest znamieny statystycznie w przypadku wyboru między alternatywą pewną i loterią, ale tylko w przypadku nieujemnych wypłat.

TABL. 9. WYSOKOŚĆ KWOTY LOTERII I WYPŁATY PEWNEJ ORAZ CZĘSTOŚĆ WYBORU WARIANTU REPREZENTUJĄCEGO AWERSJĘ DO RYZYKA

Wariant A

Wyszczególnienie	Ogółem	Alternatywa pewna albo loteria o niedodatniej wypłacie		
		zapłacić 20 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 40 zł	
O g ó ł e m	100	52	48	
Alternatywa pewna albo loteria o nieujemnej wypłacie	wziąć 20 zł od razu	50	23	27
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 40 zł	50	29	21

Wariant B

Wyszczególnienie	Ogółem	Alternatywa pewna albo loteria o niedodatniej wypłacie		
		zapłacić 3000 zł od razu	rzucić monetą i albo nie płacić, albo zapłacić 6000 zł	
O g ó ł e m	100	52	48	
Alternatywa pewna albo loteria o nieujemnej wypłacie	wziąć 3000 zł od razu	82	42	40
	rzucić monetą i albo nie dostać, albo dostać 6000 zł	18	10	8

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych ankiet.

Respondentami kolejnej ankiety było $n=2 \cdot 100$ studentów Uniwersytetu Warszawskiego (tabl. 10). Z porównania wyników z tabl. 9 i 10 wynika, że wysokość wypłaty z loterii istotnie różnicuje skłonność do ryzyka ankietowanych w przypadku loterii o nieujemnych wypłatach, jednak w przypadku wyboru między dwiema loteriami (bez efektu pewności) wpływ ten jest niższy aniżeli w przypadku wyboru między wypłatą pewną i loterią. Efekt pewności wzmacnia zatem zależność między wartością wypłaty i skłonnością do ryzyka. W sytuacji możliwości straty, wpływ kwoty loterii lub wyniku pewnego jest ponownie zdecydowanie mniejszy i przy danej wielkości próby nie jest on znamiennej statystycznie.

TABL. 10. WYSOKOŚĆ KWOTY LOTERII I CZĘSTOŚĆ WYBORU WARIANTU REPREZENTUJĄCEGO AWERSJĘ DO RYZYKA

Wariant A

Wyszczególnienie	Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie		
		-20 zł, 90%	-40 zł, 45%	
O g ó ł e m	100	43	57	
Loterie o nieujemnej wypłacie	20 zł, 90%	67	23	44
	40 zł, 45%	33	20	13

Wariant B

Wyszczególnienie	Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie		
		-3000 zł, 90%	-6000 zł, 45%	
O g ó ł e m	100	40	60	
Loterie o nieujemnej wypłacie	3000 zł, 90%	76	28	48
	6000 zł, 45%	24	12	12

Źródło: jak przy tabl. 9.

Zgodność efektów odbicia i pewności

Kahneman i Tversky (1979) twierdzili, że jednostka w sytuacji wyboru między wypłatą pewną i loterią o niedodatnich wypłatach o jednakowej wartości oczekiwanej, będzie skłonna wybrać ten drugi wariant jako obciążony większym ryzykiem. W istocie efekt odbicia nie jest spójny z efektem pewności w przypadku średnich wartości prawdopodobieństwa loterii, wbrew temu co ci autorzy przypuszczali.

Podobne wnioski, jak z badania *Diagnoza Społeczna*, dostarczyło badanie ankietowe przeprowadzone na potrzeby tego studium w 2014 r. wśród studentów Uniwersytetu Warszawskiego oraz Uniwersytetu w Oslo. Siła efektu odbicia była niższa od siły efektu pewności i oba efekty nie były wzajemnie spójne. Nie oznacza to, że efekt odbicia nigdy nie ma miejsca. Jest on obecny w przypadku wyboru między alternatywami prawdopodobnymi, tj. bez efektu pewności (tabl. 11).

TABL. 11. EFEKT ODBICIA DLA PROBLEMÓW DECYZYJNYCH ZAKŁADAJĄCYCH WYBÓR MIĘDZY MOŻLIWOŚCIAMI PRAWDOPODOBNYMI (BEZ EFEKTU PEWNOŚCI)

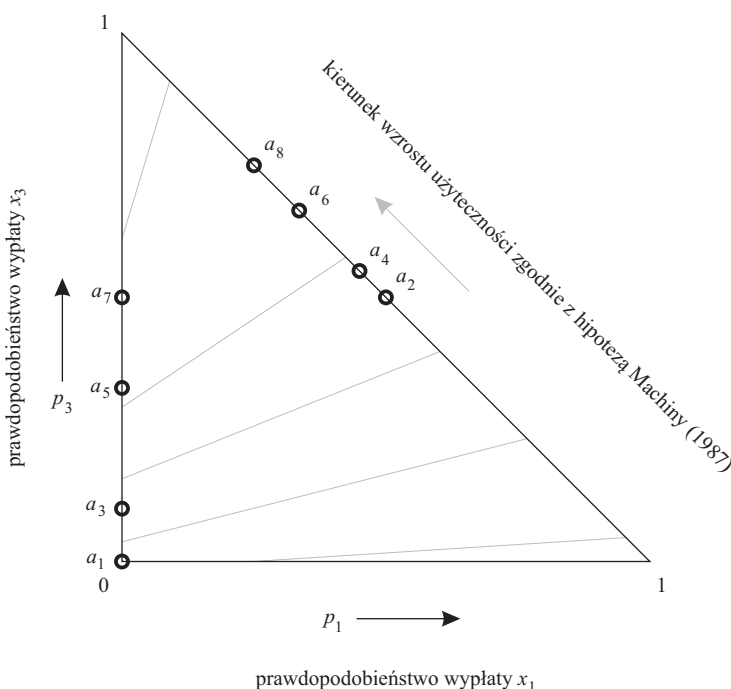
Wariant A				
Wyszczególnienie		Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie	
			-200 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce lub karo	-400 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce
Ogółem		100	42	58
Loterie o nieujemnej wypłacie	200 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce lub karo	64	28	36
	400 zł jeśli spośród 4 asów wylosowany zostanie as serce	36	14	22
Wariant B				
Wyszczególnienie		Ogółem	Loterie o niedodatniej wypłacie	
			-200 zł jeśli na kostce wypadnie 1, 2, 3 lub 4	-400 zł jeśli na kostce wypadnie 1 lub 2
Ogółem		100	41	59
Loterie o nieujemnej wypłacie	200 zł jeśli na kostce wypadnie 1, 2, 3 lub 4	60	21	39
	400 zł jeśli na kostce wypadnie 1 lub 2	40	20	20

Źródło: jak przy tabl. 9.

Problem wyboru między wariantami opisanymi dowolnymi wektorami postaci $w(p_1, p_2, p_3; x_1, x_2, x_3)$, gdzie $x_1 < x_2 < x_3$ i $p_2 = 1 - p_1 - p_3$ można oznaczyć w trójkącie Marschaka i Machiny. Punkt $(0, 0, 1)$ tego trójkąta położony jest na najwyższej krzywej obojętności w układzie. Na wyk. 3 na szaro zaznaczono proponowany przez Machinę (1987) przebieg krzywych obojętności dla wypłat niedodatnich. Wnioskowana na podstawie wyników *Diagnozy Społecznej* nie-

spójność efektów odbicia i pewności powoduje zniekształcenie przebiegu krzywych obojętności względem układu proponowanego przez Maschinę dla niedodatnich wypłat, znanego jako hipoteza wachlarzowego przebiegu krzywych obojętności (*"fanning out" hypothesis*). Wariant a_1 jest w istocie preferowany nad a_2 . Tymczasem według koncepcji Machiny wariant a_2 powinien leżeć na wyżej położonej krzywej użyteczności aniżeli a_1 (wykr. 3). Nierozstrzygnięta jest kwestia preferencji między a_3 i a_4 . Udział osób preferujących oba warianty jest zbliżony według zebranych danych empirycznych na Uniwersytecie Warszawskim i Uniwersytecie w Oslo. Dla problemów decyzyjnych o nieujemnych wypłatach uzyskane wyniki empiryczne są zgodne z przebiegiem krzywych obojętności zaproponowanym przez Maschinę dla nieujemnych wypłat.

Wykr. 3. HIPOTEZA WACHLARZOWEGO PRZEBIEGU KRZYWYCH OBOJĘTNOŚCI MACHINY A NIEZGODNOŚĆ EFEKTÓW PEWNOŚCI I ODBICIA



U w a g a. Krzywe obojętności według hipotezy Machiny oznaczono na jasnoszaro.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej* z lat 2003 i 2005 oraz przeprowadzonych ankiet.

Podsumowanie

Sklonność do ryzyka nie jest tożsama jednej postawie. Ryzyko finansowe stanowi tylko jeden z kilku wymiarów ryzyka, które również nie są jednolite. Czynniki warunkujące awersję do ryzyka są w dużej mierze odmienne w dzie-

dzinie zysku i straty. Materialny dostatek ankietowanego niezależnie od tego, czy reprezentowany przez miarę subiektywną, czy obiektywną, był istotną statystycznie determinantą skłonności do ryzyka w dziedzinie zysku, nie miał zaś zasadniczego wpływu na skłonność do ryzyka w dziedzinie straty. Analogiczna zależność dotyczyła wpływu zmiany zamożności respondenta na jego skłonność do ryzyka w dziedzinie zysku i straty. Bez względu na znak wypłaty najsilniejszy wpływ na skłonność do ryzyka miała płęć ankietowanego.

Założona przez Kahnemana i Tversky'ego (1979) spójność efektów odbicia i pewności nie znajduje potwierdzenia w wynikach badania *Diagnoza Społeczna* z lat 2003 i 2005 oraz przeprowadzonych przez autora w badaniach ankietowych na Uniwersytecie Warszawskim i Uniwersytecie w Oslo. Niespójność obu efektów powoduje również trudności w interpretacji koncepcji wykorzystujących teorię perspektywy, w tym hipotezy wachlarzowego przebiegu krzywych obojętności Machiny (1987).

mgr Krzysztof Czauderna — SGH

LITERATURA

- Cameron A., Trivedi P. (2009), *Multivariate outcomes*, [w:] *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, Lakeway Drive.
- Crosan R., Gneezy U. (2009), *Gender Differences in Preferences*, „Journal of Economic Literature”, nr 47.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U., Schupp J., Wagner G. (2005), *Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey*, DP 511, Niemiecki Instytut Badań Ekonomicznych (DIW), Berlin.
- Eeckhoudt L., Gollier G. (1995), *Risk: Evaluation, Management and Sparing*, Harvester Wheatsheaf, Hertfordshire.
- Greene W. (2003), *Bivariate and Multivariate Probit Models*, [w:] *Econometric analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Guiso L., Paiella M. (2008), *Risk Aversion, Wealth and Background Risk*, „Journal of the European Economic Association”, nr 6.
- Halek M., Eisenhauer J. (2001), *Demography of Risk Aversion*, „The Journal of Risk and Insurance”, nr 68.
- Hartog J., Ferrer-i-Carbonell A., Jonker N. (2002), *Linking Measured Risk Aversion to Individual Characteristics*, „KYKLOS”, nr 55.
- Holt C., Laury S. (2002), *Risk Aversion and Incentive Effects*, „The American Economic Review”, nr 92.
- Hryshko D., Luengo-Prado M., Sørensen B. (2011), *Childhood Determinants of Risk Aversion: The Long Shadow of Compulsory Education*, „Quantitative Economics”, nr 2.
- Imai K., King G., Lau O. (2012), *Zelig: Everyone's Statistical Software*, Uniwersytet Harvarda.
- Kachelmeier S., Shehata M. (1992), *Examining Risk Preferences Under High Monetary Incentives: Experimental Evidence from the People's Republic of China*, „The American Economic Review” nr 82.

- Kahneman D., Tversky A. (1979), *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica”, nr 47.
- Machina M. (1987), *Choice Under Uncertainty: Problems Solved and Unsolved*, „The Journal of Economic Perspectives”, nr 1.
- Nicholson N., Soane E., Fenton-O’Creevy M., Willman P. (2005), *Personality and domain-specific risk taking*, „Journal of Risk Research”, nr 8.
- Palmgren J. (1989), *Regression Models for Bivariate Binary Responses*, „UW Biostatistics Working Paper Series”, nr 101.
- Scorbureanu A., Holzhausen A. (2011), *The Composite Index of Propensity to Risk — CIPR*, „Economic Research and Corporate Development”, nr 147.
- Tversky A., Kahneman D. (1992), *Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty*, „Journal of Risk and Uncertainty”, nr 106.
- Tyszka T., Domurat A. (2004), *Czy istnieje ogólna skłonność jednostki do ryzyka?*, „Decyzje”, nr 2.
- Zellner A. (1962), *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias*, „Journal of the American Statistical Association”, nr 298.

Summary. *The tendency to financial risk has a strong and numerous conditions. Its taking depends not only on psychological motives but the objective factors. The strongest influence on risking in cash games had sex (men often play) in the empirical study. Wealth and its changes although it was an important determinant of risk-taking when a gain was expected — did not have such an impact when a potential loss was taken into account by the players.*

Data from a Polish panel study, the Social Diagnosis, and carried out surveys show inconsistency of reflection and certainty effects for medium-probability gambles, which is contrary to the hypothesis of Kahneman and Tversky. The reflection effect is also a premise for identification of factors associated with risk-seeking separately for gain and loss possibilities, which was performed using bivariate econometric models. Independently from the assumed model and chosen measurement variables, education level, material situation as well as amount of expected value of a gamble affect attitude towards risk in area of losses and gains in a different way.

Keywords: financial risk, bivariate econometric model, reflection effect, certainty effect.

Резюме. *Склонность к финансовому риску имеет сильные и многочисленные условия. Предпринимание его зависит не только от психологических мотивов но и от объективных факторов. В эмпирическом обследовании самое сильное влияние на риск в денежных играх имел пол (мужчины играют чаще). Богатство и его изменения — хотя было важным детерминантом предпринимания риска, когда была предусмотрена прибыль — не имело такого влияния, когда принималась во внимание игроками возможная потеря.*

Данные из Социального диагноза и проведенных анкетных обследований доказывают несоответствие эффектов отражения и безопасности в случае средних величин вероятности лотереи, что является против гипотезы Канемана и Тверского. Эффект отражения является необходимым условием для определения детерминантов склонностей к финансовому риску отдельно в области прибыли и потери, что было сделано путем оценки двумерных эконометрических моделей. Независимо от принятой модели и выбранных измерительных переменных, уровень образования и богатство лица, сумма выплаты выигрышей иначе влияли на склонность к риску в области прибыли и потери.

Ключевые слова: финансовый риск, двумерная эконометрическая модель, эффект отражения, эффект безопасности.