

Empiryczna trafność dymensjonalnego modelu oceny ryzyka (część 2)¹

Joanna Sokołowska², Kornel Świątnicki

Instytut Psychologii Polskiej Akademii Nauk

Andrew Pohorille

NASA – Ames Research Center, Moffett Field, USA

EMPIRICAL VALIDITY OF A DIMENSIONAL MODEL OF PERCEIVED RISK (PART 2)

Abstract. A dimensional model of perceived risk for two-outcome risky situations is proposed in this paper. In line with this model, risk is a linear combination of the three basic dimensions of a risky situation: the amount and probability of loss and the amount of gain. It is assumed that psychological transformations are made on these dimensions. This model has been investigated in two experiments, in which risk judgments for a set of descriptions of risky investments were collected from Polish managers. The proposed dimensional model was compared to the distributional models of risk and to the risk models based on the expectation principle. The best fit was obtained for the proposed model both for the average and for the individual risk ratings.

WPROWADZENIE

W pierwszej części artykułu wykazano, że podejmując decyzję w sytuacji, w której nie jest się pewnym wyniku, ludzie oceniają jej ryzykowność i ocena taka stanowi kryterium wyboru. Wynika z tego, że trafny psychologicznie model wyboru powinien uwzględniać ryzyko jako zmienną fenomenologiczną i możliwe kryterium wyboru. Taki model wymaga jednak zdefiniowania ryzyka i podania sposobu jego pomiaru.

W literaturze proponuje się dwa różne pomiary. W ramach pierwszego podejścia, reprezentowanego przez tzw. modele dystrybucyjne, ocena ryzyka jest funkcją wariancji rozkładu wyników (np. Coombs, 1975; Coombs, Lehner, 1981; Markowitz, 1959; Pollatsek, Tversky, 1970). W badaniach wykazano jednak, że modele tego typu nie opisują trafnie formułowanych przez ludzi ocen ryzykowności (por. część 1 tego artykułu, s. 405-423). W ramach drugiego podejścia przyjmuje się, że ryzyko jest przez ludzi oceniane na podstawie wielkości możliwych strat i zysków oraz ich prawdopodobieństw. W modelach tych spostrzegane ryzyko jest obliczane analogicznie do oczekiwanej użyteczności (EU), tj. ryzyko jest sumą iloczynów wszystkich możliwych wyników mnożonych przez ich prawdopodobieństwa. Przy czym aspekty negatywne – wielkość i prawdopodobieństwo strat – są ważone wyżej niż aspekty pozytywne (Coombs, Lehner, 1984; Luce, Weber, 1986; Sarin, Weber, 1993). Modele tego typu opierają się na zasadzie oczekiwanego ryzyka (Huang, 1971), która wymaga spełnienia przez oceny ryzykowności takich samych warunków formalnych, jak te, które muszą być spełnione przez preferencje zgodne z zasadą EU.

W części pierwszej artykułu referowano wyniki badań, także własnych, wskazujące na niezgodność formułowanych przez ludzi ocen ryzykowności z tymi warunkami. Wobec tego niektórzy autorzy zaproponowali przyjęcie innej reguły składania informacji o wielkości i prawdopodobieństwie wyniku przy ocenie ryzyka (Mellers, Ordonez, Birnbaum, 1992; Mellers, Chang, 1994; Sokołowska, 2000; Sokołowska, Pohorille, 2000; Sokołowska, Świątnicki, 2000; 2001). Ich zdaniem, informacje te są składane liniowo, czyli sumowane, a nie mnożone, jak to się przyjmuje w modelach oczekiwanego ryzyka. Sokołowska i Świątnicki (2001) przedstawili wyniki badań potwierdzające tezę o addytywnym składaniu informacji o wielkości i prawdopodobieństwie wyniku przy ocenie ryzyka w sytuacjach z dwoma wynikami.

Opierając się na analizach przedstawionych w pierwszej części artykułu oraz wynikach własnych badań (Sokołowska, Świątnicki, 2001), w drugiej części proponujemy dymensjonalny model oceny ryzyka. Zgodnie z tym modelem, ocena ryzyka jest liniową kombinacją wartości wyników oraz ich prawdopodobieństw, przy założeniu, że zarówno wartości, jak i prawdopodobieństwa podlegają przekształceniom psychologicznym. Najpierw przedstawione są podstawowe założenia proponowanego modelu oceny ryzyka, a następnie wyniki dwóch eksperymentów, w których porównywaliśmy – stosując modelowanie nieliniowe – jego trafność

¹ Badanie było finansowane z grantu KBN HO1F 037/12.

² Adres do korespondencji: Joanna Sokołowska, Instytut Psychologii PAN, ul. C. Śniegockiej 10 m. 54, 00-430 Warszawa; e-mail: joanna@atos.psychpan.waw.pl

JOANNA SOKOŁOWSKA, KORNEL ŚWIĄTNICKI, ANDREW POHORILLE

z trafnością modeli spostrzeganego ryzyka, opartych na innych założeniach.

PROPONOWANY MODEL OCENY RYZYKA DLA SYTUACJI DWUWYNIKOWYCH

Opierając się na wcześniejszych badaniach można przypuszczać, że oceny ryzykowności są formułowane przede wszystkim na podstawie negatywnych aspektów sytuacji, tj. prawdopodobieństwa i wielkości straty (Coombs, Donnell, Kirk 1978; MacCrimmon, Stanbury, Wehrung, 1980; Payne 1975; Shapira, 1994; Slovic, 1967; Slovic, Lichtenstein 1968a; 1968b). Informacja na temat tych dwóch wymiarów jest składana w sposób addytywny przynajmniej dla prostych dwuwynikowych sytuacji (Casey, Scholz 1991; Kuhn, Budescu, 1996; Kunreuther i in. 1995; Mellers, Chang, 1994; Mellers, Ordonez, Birnbaum, 1992; Sokołowska, Świątnicki, 2000; 2001). Można też przyjąć, że na ocenę ryzykowności ma dodatkowo wpływ wielkość wygranej (np. Coombs, Lehner, 1984; Payne, 1975) oraz że spostrzeganego ryzyka może być niwelowane przez możliwe zyski (Weber, Bottom, 1989).

Przytoczone ustalenia empiryczne prowadzą do wniosku, że na oceny ryzykowności prostych dwuwynikowych sytuacji składają się addytywnie oceny prawdopodobieństwa i wielkości straty oraz wielkość możliwego zysku, co można wyrazić następująco:

$$\varphi_1(a_i) + \varphi_2(a_w) + \varphi_3(p_i), (A)$$

gdzie a_i i a_w oznaczają odpowiednio wielkość straty i zysku, p_i oznacza prawdopodobieństwo straty, a $\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ wyrażają transformacje psychologiczne na tych wielkościach.

Z poprzednich badań wynika, że użyteczność wypłat nie wzrasta liniowo wraz z ich obiektywną wartością (Bernoulli, 1954; Galanter, 1962) oraz że funkcja użyteczności ma inny przebieg dla strat i dla zysków (Coombs, Lehner, 1981; 1984; Kahneman, Tversky, 1979; Luce, Weber, 1986; Stevens, 1959). Na przykład dla wyników finansowych Bernoulli (1954) przyjął logarytmiczną funkcję użyteczności. Galanter (1962) postulował funkcję potęgową z wykładnikiem mniejszym od jedności. Z kolei Stevens (1959) przyjął funkcję potęgową z wykładnikiem mniejszym niż 1 dla zysków i większym niż 1 dla strat. Kahneman i Tversky (1979) przyjęli bardziej ogólne założenie, że funkcja użyteczności jest wklęsła dla zysków i wypukła dla strat³.

Ponieważ wielkość straty wpływa w większym stopniu na ocenę ryzyka niż wielkość zysku, można założyć, że funkcja użyteczności jest funkcją potęgową o wyższym wykładniku dla strat niż dla zysków, czyli φ_1 i φ_2 to funkcje potęgowe o różnych wykładnikach. Takie założenia są przyjmowane w modelu CER (Luce, Weber, 1986) oraz w teorii perspektywy (Kahneman, Tversky, 1979; Tversky, Kahneman, 1992). Przyjęcie tego założenia prowadzi do następującej formy modelu dymensjonalnego:

$$(a_i^{x_1}) + (a_w^{x_2}) + \varphi_3(p_i), (B)$$

Biorąc jednak pod uwagę, że ocena ryzyka jest redukowana w niewielkim stopniu przez wielkość spodziewanego zysku, można również przypuszczać, że funkcja użyteczności dla zysków jest funkcją logarytmiczną. W tej sytuacji można sądzić, że φ_1 to funkcja potęgowa, natomiast φ_2 to funkcja logarytmiczna:

$$(a_i^{x_1}) + \log(a_w) + \varphi_3(p_i), (C)$$

Na podstawie wcześniejszych ustaleń empirycznych o przecenianiu przez ludzi niskich i średnich prawdopodobieństw i o niedocenianiu wysokich prawdopodobieństw (Kahneman, Tversky, 1979; Tversky, Kahneman, 1992) można też przypuszczać, że ludzie dokonują nieliniowych transformacji na prawdopodobieństwie, czyli φ_3 jest funkcją nieliniową. Przyjęcie tego założenia prowadzi do zastąpienia liniowego wyrażenia, które określa prawdopodobieństwo przez wyrażenie nieliniowe, np. przez funkcję potęgową. Prowadzi to do dwóch form modelu dymensjonalnego:

$$(a_i^{x_1}) + (a_w^{x_2}) + \varphi_3(p_i^{x_3}), (D)$$

$$(a_i^{x_1}) + \log(a_w) + \varphi_3(p_i^{x_3}), (E)$$

Podsumowując, proponowany dymensjonalny model oceny ryzyka dla sytuacji dwuwynikowych jest oparty na trzech następujących założeniach: (1) informacja o prawdopodobieństwie i wielkości wypłat jest integrowana w sposób addytywny; (2) ryzyko jest niwelowane przez wielkość korzyści (stąd wielkość korzyści wchodzi addytywnie do modelu oceny ryzyka); (3) różne aspekty sytuacji ryzykownej wpływają w różny sposób na ocenę

3 Badania nad określaniem funkcji użyteczności zostały opisane w literaturze polskiej przez Tyszkę (1986).

EMPIRYCZNA TRAFNOŚĆ DYMENSJONALNEGO MODELU OCENY RYZYKA

ryzyka, co wyrażają nieliniowe wyrażenia, opisujące psychologiczne przekształcenia na komponentach modelu. W badaniach własnych, stosując modelowanie nieliniowe, sprawdzaliśmy, czy proponowany przez nas model trafniej opisuje formułowane przez ludzi oceny ryzykowności w porównaniu z modelami spostrzeganego ryzyka, opartymi na innych założeniach.

Testowane modele

Trafność proponowanego modelu była porównywana zarówno z trafnością modeli dystrybucyjnych, jak i modeli oczekiwanego ryzyka. Podstawowe założenia tych modeli były przedstawione w pierwszej części artykułu, natomiast równania opisujące porównywane modele – w tabeli 1. Analizowano cztery formy proponowanego modelu dymensjonalnego, które różniły się założeniami na temat tego, jakie funkcje opisują przekształcenia psychologiczne na prawdopodobieństwie straty oraz na wielkości przegranej i wygranej. Cztery badane formy modelu dymensjonalnego są opisane przez równania 11-14 w tabeli 1.

Trafność modelu dymensjonalnego była porównywana z trafnością modeli dystrybucyjnych (równania 1-3 w tabeli 1). Pierwszy z nich to najstarszy tego rodzaju model, zaproponowany w latach pięćdziesiątych przez Markowitza (1959). Zgodnie z tym modelem, miarą ryzyka jest wariancja rozkładu wyników. Drugi z analizowanych modeli to model Pollatseka i Tversky'ego (1970), w którym ryzyko jest liniową kombinacją wariancji i wartości oczekiwanej. Model ten był zakwestionowany przez Coombsa i Bowena (1971), którzy wykazali, że ryzyko zależy także od skośności rozkładu wyników. Biorąc to pod uwagę, Coombs i Lehner (1981) zaproponowali model spostrzeganego ryzyka, w którym jest ono funkcją wartości oczekiwanej, wariancji i skośności wyników. Jest to trzeci i ostatni z analizowanych modeli dystrybucyjnych.

Tabela 1.**Równania opisujące analizowane modele spostrzeganego ryzyka**

Kategoria	Model	Równanie	
Modele dystrybucyjne	(1) Markowitz	$x_1 + x_2(\text{VAR})$	
	(2) Pollatsek i Tversky	$x_1 + x_2(\text{VAR}) - x_3(\text{EV})$	
	(3) Coombs i Lehner	$x_1 + [x_2(\text{VAR})^{x_4} - x_3(\text{EV})^{x_5}]p_i^{x_6}$	
Oczekiwanego ryzyka	(4) EV	$x_1 - x_2(\text{EV})$	
	(5) dwuliniowa EV	$x_1 + x_2(p_i^*a_i) - x_3(p_w^*a_w)$	
	2-liniowe	(6) dwuliniowa EU	$x_1 + x_2[p_i^*(-a_i)^{x_4}] - x_3[p_w^*\log(a_w)]$
		(7) model Sarina	$x_1 + x_2(p_i^* \exp(-x_3^*a_i) + p_w^*\exp(-x_3^*a_w))$
		(8) CER	$x_1 + x_2[p_i^*(-a_i)^{x_4}] - x_3[p_w^*(a_w)^{x_5}] + x_6p_i$
		(9) Coombs, Lehner	$x_1 + x_2[(p_i)^{x_6}(-a_i)^{x_4}] - x_3[(p_w)^{x_7}(a_w)^{x_5}]$
		(10) teoria perspektywy	$x_1 + x_2[w(p_i)^*(-a_i)^{x_4}] - x_3[w(p_w)^*(a_w)^{x_5}]^4$
Modele dymensjonalne		(11) liniowy DIM	$x_1 + x_2(a_i) - x_3(a_w) + x_4(p_i)$
	(12) nieliniowy DIM1	$x_1 + x_2(-a_i)^{x_5} - x_3\log(a_w) + x_4(p_i)^{x_6} + x_7\log(p_w)$	
	(13) nieliniowy DIM2	$x_1 + x_2(-a_i)^{x_4} - x_3\log(a_w) + x_5(p_i)$	
	(14) nieliniowy DIM3	$x_1 + x_2(-a_i)^{x_4} - x_3\log(a_w) + x_5(p_i)^{x_6}$	

Trafność modelu dymensjonalnego była także porównywana z trafnością modeli oczekiwanego ryzyka. Analizowano siedem takich modeli. Są one opisane przez równania 4-10 w tabeli 1. Zgodnie z wnioskami empirycznymi na temat trafnej definicji ryzyka, przedstawionymi w pierwszej części artykułu, wyselekcjonowano jedynie te modele, w których zakłada się asymetryczny wpływ pozytywnych i negatywnych aspektów sytuacji na ocenę ryzyka. Wyjątek stanowi pierwszy z tych modeli (równanie 4), w którym ryzyko jest funkcją wartości oczekiwanej. Model ten jest punktem odniesienia dla oceny postępu w trafności przewidywań dzięki wprowadzeniu założenia dotyczącego asymetrycznego wpływu komponentów negatywnych i pozytywnych na ocenę ryzyka. Wszystkie pozostałe modele przyjmują założenie asymetryczności. Pierwszy z nich, opisany przez równanie 5, to najprostsz model tego rodzaju. W tym przypadku ryzyko jest sumą oczekiwanej straty i oczekiwanej wygranej. Nie przyjmuje się w nim żadnych założeń na temat transformacji psychologicznych na prawdopodobieństwach i wypłatach.

W następnych trzech modelach, opisanych przez równania 6-8, zakłada się przekształcenia psychologiczne na wypłatach, czyli wprowadza się funkcję użyteczności. W równaniu 6 przyjęto, że przekształcenia na wypłatach negatywnych są opisane przez funkcje potęgowa, natomiast na wypłatach pozytywnych – przez funkcję logarymiczną. Równanie 7 określa model proponowany przez Sarina (Sarin, Weber, 1993), w którym przyjęto funkcję wykładniczą dla opisu przekształceń psychologicznych na wypłatach pozytywnych i negatywnych. Ostatni z tych modeli (równanie 8) to model CER (Luce, Weber, 1986), w którym przyjmuje się funkcję potęgowa dla opisu przekształceń psychologicznych na wypłatach.

Równania 9-10 opisują modele, w których przyjmuje się zarówno funkcję użyteczności, jak i funkcję ważonego prawdopodobieństwa odnoszącą się do nieliniowych przekształceń psychologicznych na prawdopodobieństwach. Równanie 9 opisuje otwartą formę takiego modelu, zaproponowaną przez Coombsa i Lehnera (1984). W tym modelu przekształcenia na prawdopodobieństwach i wielkościach wypłat nie są zdefiniowane. W podanym tutaj zapisie przyjmujemy funkcję potęgowa dla opisu wszystkich transformacji, ale przy założeniu, że jej parametry mogą być inne dla każdej z czterech komponent. Ostatni model, opisany przez równanie 10, to model proponowany przez Kahnemana i Tversky'ego w teorii perspektywy (Kahneman, Tversky, 1979; Tversky, Kahneman, 1992). W tym przypadku zarówno przekształcenia na wypłatach, jak i na ich prawdopodobieństwa są przez autorów precyzyjnie zdefiniowane. Przyjęty zapis jest zgodny z zapisem formalnym podanym przez Tverky'ego i Kahnemana (1992).

Wszystkie modele były dopasowywane – przy użyciu modelowania nieliniowego – do ocen ryzykowności różnych sytuacji inwestycyjnych, zebranych w dwóch eksperymentach z udziałem menadżerów.

⁴ Funkcja ważonego prawdopodobieństwa $w(p)$ jest określona następująco (Tversky, Kahneman, 1992):

METODA

Schemat badania

Oba eksperymenty przeprowadzono według takiego samego schematu, używając tego samego scenariusza inwestycyjnego: najpierw proszono badanego, aby założył, że jest dyrektorem prywatnej firmy średniej wielkości. Firma ta dotąd dobrze sobie radziła, ale ostatnio ma pewne kłopoty i w tym roku przewiduje się spadek zysku. Można jednak dokonać inwestycji. Ich powodzenie przyniesie wzrost zysku, natomiast niepowodzenie spowoduje jego dodatkowy spadek. Następnie menedżerom przedstawiano szczegółowe opisy sytuacji, które zawierały dokładne informacje o szansach na powodzenie i niepowodzenie inwestycji oraz o wielkości zysków i strat w obu przypadkach. Szanse na sukces i niepowodzenie inwestycji wyrażane były procentem ekspertów, którzy przewidywali sukces lub porażkę. Wielkość wypłat była określana w stosunku do *status quo*, tj. w stosunku do założonego w bieżącym roku zysku bez inwestycji. Menadżerowie oceniali ryzykowność sytuacji na 11-stopniowej skali Likerta.

Eksperyment 1 – osoby badane i oceniane sytuacje inwestycyjne

Eksperyment 1 przeprowadzono z udziałem 243 menadżerów, studentów (w trybie zaocznym) w niepublicznej Wyższej Szkole Administracji i Zarządzania w Warszawie w roku akademickim 1997/1998. Oceniali oni ryzykowność dwudziestu siedmiu (3x3x3) sytuacji, które różniły się wielkością wartości oczekiwanej (ujemna, zerowa, dodatnia), wariacji (niska, średnia, wysoka) oraz prawdopodobieństwem przegranej (30%, 50%, 70%). Charakterystyka tych sytuacji oraz średnie oceny ryzykowności są przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2.

Charakterystyka 27 sytuacji ocenianych w eksperymencie 1 oraz średnie oceny ryzykowności tych sytuacji (N = 243)⁵

Charakterystyka 27 sytuacji ocenianych przez badanych w eksperymencie 1					Spostrzegane ryzyko	
EV	VAR	Prawdopodobieństwo straty	ZYSK	STRATA	Średnie oceny	STD
+8	41	30%	+12	-2	3,14	2,14
+5	64	50%	+13	-3	3,79	1,89
+3	64	70%	+15	-2	4,87	2,46
+10	225	30%	+20	-13	4,64	2,18
+10	225	50%	+25	-5	4,03	2,01
+5	225	70%	+28	-5	5,30	2,28
+10	625	30%	+26	-28	5,73	2,27
+10	625	50%	+35	-15	4,73	1,98
+10	625	70%	+48	-6	5,21	2,60
0	64	30%	+5	-12	4,90	2,15
0	64	50%	+8	-8	4,60	2,03
0	64	70%	+12	-5	5,56	2,25
0	225	30%	+10	-23	4,76	2,29
0	225	50%	+15	-15	5,45	1,83
0	225	70%	+23	-10	6,07	2,19
0	625	30%	+16	-38	6,06	2,40
0	625	50%	+25	-25	6,07	2,10
0	625	70%	+38	-16	6,34	2,19
-3	64	30%	+2	-15	6,31	2,37
-5	64	50%	+3	-13	7,05	2,10
-10	64	70%	+2	-15	7,50	2,14
-5	225	30%	+5	-28	6,66	2,45
-10	225	50%	+5	-25	7,42	2,09
-10	225	70%	+13	-20	7,23	2,01
-10	625	30%	+6	-48	7,25	2,50
-10	625	50%	+15	-35	7,28	1,91
-10	625	70%	+28	-26	7,22	2,03

Eksperyment 2 – osoby badane i oceniane sytuacje inwestycyjne

⁵ Wypłaty, w tabeli 2 podane w tysiącach PLN, wyrażone relatywnie do *status quo*, tj. do założonego w bieżącym roku zysku bez inwestycji, który jest równy 100 000 PLN. Jeśli wyniki są odnoszone do *status quo*, czyli tak jak je prezentowano badanym, to mamy do czynienia z sytuacjami, które mają mieszane wyniki. Jeśli jednak wyniki są odnoszone do zysku w poprzednim roku, to wszystkie sytuacje dotyczą mniejszych lub większych strat.

Eksperyment 2 przeprowadzono z udziałem 239 menadżerów, którzy byli studentami zaocznymi tej samej szkoły wyższej w roku akademickim 1997/1998. Tym razem badani oceniali ryzykowność trzydziestu dziewięciu sytuacji skonstruowanych w taki sposób, aby reprezentowały one trzy poziomy ryzykowności (niski, średni, wysoki)⁶. Ryzykowność była wyliczana na podstawie proponowanego dymensionalnego modelu oceny ryzyka. Użyto parametrów modelu wyłonionych w eksperymencie 1. Oceny ryzykowności uzyskane od badanych potwierdziły, że prezentowane im sytuacje miały zróżnicowany poziom ryzykowności. Charakterystyka prezentowanych badanych sytuacji oraz średnie oceny ryzykowności są przedstawione w tabeli 3.

Tabela 3.**Charakterystyka 39 sytuacji ocenianych w eksperymencie 2 oraz średnie oceny ryzykowności (N = 239)**

Charakterystyka 39 sytuacji ocenianych przez badanych w eksperymencie 2					Sposzregane ryzyko	
EV	VAR	Prawdopodobieństwo straty	ZYSK	STRATA	Średnie oceny	STD
15,0	400	0,50	35	-5	3,37	2,16
-1,0	864	0,60	35	-25	5,46	1,61
-20,0	625	0,50	5	-45	7,00	2,55
10,0	150	0,40	20	-5	3,09	1,79
-23,0	1030	0,60	10	-45	7,18	2,22
19,0	384	0,40	35	-5	2,95	1,96
0,0	25	0,50	5	-5	3,73	2,30
5,0	300	0,75	35	-5	6,13	2,63
12,5	306	0,50	30	-5	3,76	1,94
4,0	54	0,40	10	-5	3,56	1,89
-25,0	600	0,60	5	-45	7,21	2,27
7,5	156	0,50	20	-5	3,73	1,66
16,0	294	0,40	30	-5	2,99	1,83
2,5	56	0,50	10	-5	3,74	1,55
1,0	24	0,40	5	-5	3,26	2,11
3,8	230	0,75	30	-5	6,30	2,40
5,0	900	0,50	35	-25	5,01	1,76
-3,0	726	0,60	30	-25	6,04	1,83
11,0	864	0,40	35	-25	4,35	1,68
-7,0	486	0,60	20	-25	6,07	1,85
2,5	756	0,50	30	-25	4,80	1,67
-2,5	506	0,50	20	-25	5,23	1,69
8,0	726	0,40	30	-25	4,20	1,63
-11,0	294	0,60	10	-25	6,77	1,89
-25,0	1200	0,75	35	-45	7,75	2,40
2,0	486	0,40	20	-25	4,76	1,64
-7,5	306	0,50	10	-25	5,97	1,87
-7,0	216	0,40	5	-25	5,46	2,23
-13,0	1536	0,60	35	-45	6,81	2,08
-10,0	225	0,50	5	-25	6,41	2,32
-5,0	1600	0,50	35	-45	6,15	1,89
-4,0	294	0,40	10	-25	5,28	1,95

6 Spowodowało to rozszerzenie zakresu zmienności wyników (wariancji) oraz prawdopodobieństwa straty.

EMPIRYCZNA TRAFNOŚĆ DYMENSJONALNEGO MODELU OCENY RYZYKA

-13,0	216	0,60	5	-25	6,82	2,30
-26,3	1055	0,75	30	-45	7,68	2,38
-19,0	1014	0,60	20	-45	7,07	2,19
-17,5	756	0,50	10	-45	6,95	2,17
-15,0	1350	0,60	30	-45	6,78	1,97
-12,5	1056	0,50	20	-45	6,64	2,01
-7,5	1406	0,50	30	-45	6,36	1,91

Sposób analizy danych i metoda obliczeń

Analiza danych grupowych. Wszystkie modele z tabeli 1 były dopasowywane do średnich ocen ryzyka zebranych w eksperymencie 1⁷. Modele, dla których uzyskano najgorsze dopasowanie, nie były uwzględniane przy analizie wyników eksperymentu 2. Na tej podstawie z dalszej analizy wyeliminowano wszystkie modele dystrybucyjne, trzy modele oczekiwanego ryzyka oraz dwie wersje modelu dymensionalnego. Tak więc w eksperymencie 2 analizowano jedynie cztery modele oczekiwanego ryzyka i dwie formy modelu dymensionalnego.

Parametry dla analizowanych modeli wyłanianio metodą najmniejszych kwadratów. Równania rozwiązywane były z wykorzystaniem programu zwanego L-BFGS-B (Byrd i in. 1995; Zhu i in. 1994). Jest to program służący do poszukiwania optymalnych rozwiązań nieliniowych problemów z prostymi ograniczeniami dla zmiennych. Parametry wyłonione dla poszczególnych modeli na podstawie średnich ocen ryzyka w obu eksperymentach oraz wskaźniki ich dopasowania do tych ocen są przedstawione w tabelach 4 i 5.

Tabela 4.

Rozwiązanie uzyskane dla testowanych modeli na podstawie średnich ocen ryzyka 27 sytuacji w eksperymencie 1 (N = 243)

Kategoria	Model	Równanie z wyłonionymi parametrami	std	Adj R ²
Modele dystrybucyjne	(1) – Markowitz	5,27 + 0,002 (VAR)	1,15	0,02
	(2) – Pollatsek, Tversky	5,31 + 0,002(VAR) – 0,15(EV)	0,49	0,81
	(3) – Coombs, Lehner	3,07 + [3,35(VAR) ^{0,08} – 0,18(EV) ^{0,96}]p _i ^{0,06}	0,47	0,81
Oczekiwanego ryzyka 2-liniowe	(4) – EV	5,77 – 0,15(EV)	0,60	0,71
	(5) – dwuliniowa EV	4,92 + 0,2(p _i *a _i) – 0,09(p _w *a _w)	0,51	0,81
	(6) – dwuliniowa EU	5,76 + 0,11[p _i *(-a _i) ^{1,14}] – 1,11[p _w *log(a _w)]	0,44	0,83
	(7) – model Sarina	-3,45 + 8,80[p _i *exp(-0,2*a _i)] + [p _w *exp(-0,02a _w)]	0,52	0,81
	(8) – CER	0,94 + 0,23[p _i *(-a _i) ^{0,96}] + 6,97[p _w *(-a _w) ^{-0,45}] + 4p _i	0,40	0,83
	(9) – Coombs, Lehner	513 + 1,23[(p _i) ^{0,02} *(-a _i) ^{0,40}] + 515[(p _w) ^{0,0043} *(-a _w) ^{0,001}]	0,27	0,88
Kategoria	Model	Równanie z wyłonionymi parametrami	std	Adj R ²
Modele dymensionalne	(11) liniowy DIM	7,03 – 0,09(a _i) + 0,60log(a _w) + 5p _i	0,50	0,83
	(11) – DIM1	2,42+1,27(-a _i) ^{0,39} - 0,60log(a _w) + 4,62(p _i) ^{2,07} + 0,10log(p _w)	0,26	0,88
	(13) – DIM2	1,51 + 1,14(-a _i) ^{0,41} – 0,6 log(a _w) + 4,80(p _i)	0,28	0,88
	(14) – DIM3	2,45 + 1m27(-a _i) ^{0,39} – 0,6 log(a _w) + 4,84(p _i) ^{2,07}	0,27	0,88

Użyto dwóch różnych miar dopasowania. Pierwsza z nich to odchylenie standardowe odległości między uzyskanymi w badaniu średnimi ocenami ryzyka a ocenami ryzyka wyliczonymi na podstawie danego modelu. Odchylenie standardowe (błąd standardowy) było obliczane przy użyciu programu L-BFGS. Druga przyjęta miara to R², które wyraża proporcję wariancji zmiennej zależnej (ocen ryzyka) „wyjaśnianej” przez dany model; R² było obliczane przy użyciu programu regresji nieliniowej (NLR), wchodzącego w skład pakietu statystycznego SPSS. Parametry wyłonione przy użyciu programu L-BFGS były użyte jako parametry wyjściowe w programie NLR.

Tabela 5.

Rozwiązanie uzyskane dla testowanych modeli na podstawie średnich ocen ryzyka 39 sytuacji w eksperymencie

⁷ Wyjątek stanowi model proponowany przez teorię perspektywy. Model ten nie był dopasowywany do danych z eksperymentu 1, ponieważ w eksperymencie tym prezentowane badanym sytuacje miały tylko trzy poziomy prawdopodobieństwa, które reprezentowały wąski zakres od 0,3 do 0,7. Z tego powodu model proponowany przez teorię perspektywy był dopasowywany jedynie do danych z eksperymentu 2.

EMPIRYCZNA TRAFNOŚĆ DYMENSJONALNEGO MODELU OCENY RYZYKA

2 (N = 230)

Kategoria	Model	Równanie	std	Adj R ²
Dwuliniowe	(5) – dwuliniowa EV	$4,46 + 0,13(p_i * a_i) - 0,07(p_w * a_w)$	0,60	0,82
	(6) – dwuliniowa EU	$3,51 + 1,91[p_i * (-a_i)^{0,37}] - 0,84[p_w * \log(a_w)]$	0,45	0,90
Oczekiwane ryzyko	(9) – Coombs, Lehner	$8,68 + 0,15[(p_i)^{0,87} * (-a_i)^{0,67}] - 8,36[(p_w)^{0,90} * (a_w)^{0,08}]$	0,26	0,96
	(10) – teoria perspektywy	$6,04 + 9,56[w(p) * (-a_i)^{0,52}] - 4,31[w(p_w) * (a_w)^{0,14}]$ ** dla w(p) wyłoniło następujące wielkości parametru γ : dla prawdopodobieństwa straty – 0,20 i dla prawdopodobieństwa wygranej – 0,93.	0,36	–
Modele DIM	(14) – DIM2	$-0,44 + 0,85(-a_i)^{0,42} - 0,42 \log(a_w) + 7,79(p_i)$	0,32	0,95
	(15) – DIM3	$1,51 + 0,92(-a_i)^{0,42} - 0,44 \log(a_w) + 6,90(p_i)^{1,94}$	0,32	0,96

Analiza danych indywidualnych. W przypadku danych indywidualnych porównywaliśmy model dymensjonalny z modelami oczekiwanego ryzyka. Modele dystrybucyjne zostały wyeliminowane ze względu na niskie wskaźniki trafności przy analizie danych grupowych. Porównywane modele były dopasowywane do ocen ryzyka dla każdego badanego. Użyto tych samych metod obliczeń dla wyłonienia parametrów modeli oraz tych samych wskaźników dopasowania, co przy analizie danych grupowych. Wyniki modelowania na danych indywidualnych są omawiane w oddzielnej sekcji.

PORÓWNANIE TRAFNOŚCI MODELU DYMENSJONALNEGO Z TRAFNOŚCIĄ INNYCH MODELI OCENY RYZYKA (WYNIKI BADAŃ)

Trafność przewidywań modeli dla danych grupowych

Trafność dystrybucyjnych modeli oceny ryzyka. Wyłonione parametry trzech modeli dystrybucyjnych oraz wskaźniki ich dopasowania do średnich ocen ryzyka zebranych w eksperymencie 1 są przedstawione w tabeli 4. Na podstawie tej tabeli można stwierdzić, że wszystkie modele dystrybucyjne uzyskały niższe wskaźniki trafności niż pozostałe modele. Wyłonione parametry wskazują też, że oceny ryzyka w bardzo niewielkim stopniu zależą od wariancji i skośności rozkładu wyników. Uzyskany wynik jest zgodny z wcześniejszymi ustaleniami, opisanymi w pierwszej części artykułu, wskazującymi na niską trafność empiryczną dystrybucyjnych miar ryzyka.

Trafność modeli oczekiwanego ryzyka. Zgodnie z najprostszym modelem reprezentującym to podejście, spostrzegane ryzyko jest funkcją wartości oczekiwanej (równanie 4). Model ten uzyskał gorsze wskaźniki dopasowania do średnich ocen ryzyka niż inne modele z tej grupy (std = 0,60 i R² = 0,71 – por. tabela 4). Jednym z powodów złego dopasowania może być to, że model ten nie włącza założenia o niesymetrycznym wpływie negatywnych i pozytywnych aspektów sytuacji na ocenę ryzyka. Włączenie takiego założenia (równanie 5) poprawia trafność modelu (std = 0,51 i 0,60, R² = 0,82 i 0,83 dla eksperymentów 1 i 2 – por. tabele 4, 5). Z wcześniejszych badań wynika, że uwzględnienie przekształceń psychologicznych, którym ludzie poddają wypłaty, zwiększa trafność w przewidywaniu ocen ryzyka. W celu sprawdzenia tej tezy testowano trzy modele, opisane przez równania 6-8, w których zakłada się takie przekształcenia. Podobnie można przyjąć, że prawdopodobieństwa wyników powinny być zastąpione ich wagami, które są efektem nieliniowych transformacji psychologicznych, dokonywanych na prawdopodobieństwie. Analizowaliśmy dwa takie modele – najbardziej ogólny model tego typu opisany przez równanie 9 (Coombs, Lehner, 1984) oraz jego dobrze określoną wersję (równanie 10), zaproponowaną w teorii perspektywy (Kahneman, Tversky, 1979; Tversky, Kahneman, 1992). Spośród pięciu powyższych modeli (równania 6-10) najlepsze wskaźniki dopasowania w eksperymencie 1 uzyskano dla modelu CER (równanie 8: std = 0,40; R² = 0,83) oraz dla modelu Coombsa i Lehnera (równanie 9: std = 0,27; R² = 0,88) (por. tabela 4). W eksperymencie 2 najlepsze wskaźniki dopasowania uzyskano dla modelu Coombsa i Lehnera (równanie 9: std = 0,26 i R² = 0,96) i dla modelu proponowanego przez teorię perspektywy (równanie 10: std = 0,36) (por. tabela 5)⁸. Dla pełnego zrozumienia uzyskanego wyniku konieczna jest jednak

⁸Dla modelu perspektywy obliczono tylko błąd standardowy. R² nie było obliczane, ponieważ równanie ma bardzo skomplikowaną postać i wobec tego stosunkowo prosta procedura NLR daje małe szanse znalezienia ogólnego, a nie lokalnego

dokładna analiza parametrów uzyskanych dla poszczególnych modeli.

Wartość wykładnika potęgowej funkcji użyteczności dla zysku (x_5) w modelu CER (równanie 8) jest ujemna lub bliska zeru w eksperymencie 1. W eksperymencie 2 wykładnik jest co prawda bliski jedności, ale waga oczekiwanego zysku (x_3) jest bliska zeru. Podobnie dla modelu Coombsa i Lehnera (równanie 9) wartość x_3 jest bliska zeru w eksperymencie 1 i 2. Ponadto wykładnik funkcji potęgowej dla wygranej (x_7) jest bliski zeru w eksperymencie 1. Wartości tych parametrów implikują, że ocena ryzyka w bardzo małym stopniu zależy od prawdopodobieństwa i wielkości zysku. Obserwacja ta może być włączona do modelu oceny ryzyka poprzez rozwinięcie wyrażenia, które określa oczekiwaną wygraną w szereg Taylora dla wartości tych parametrów równych zeru. To rozwinięcie daje ogólne wyrażenie: $a^x \approx 1 + x \log(a)$ dla małych wartości x . Zastąpienie w równaniu 9 funkcji potęgowej, która opisuje użyteczność zysku, oraz funkcji potęgowej, która opisuje transformacje psychologiczne na prawdopodobieństwie zysku przez podane wyżej rozwinięcie, prowadzi do następujących zmodyfikowanych form równań (8) i (9): (8a) $x_1 + x_2[p_l(-a_l^{x_4})] - x_3 \log(a_w)$ i (9a) $x_1 + x_2[p_l^{x_6}(-a_l^{x_4})] - x_3[\log(p_w) + \log(a_w)]$. W równaniu 8a człony zależne liniowo od p_w i p_l zostały połączone, ponieważ w sytuacji z dwoma wynikami $p_w = 1 - p_l$. W równaniu (9a) bardzo wolno zmieniające się wyrażenie proporcjonalne do $\log(p_w)\log(a_w)$ zostało potraktowane jako stała⁹.

Biorąc pod uwagę to, że modele opisywane przez równania 8a i 9a są podobne, można je sprowadzić do jednego bardziej ogólnego równania, które zachowuje cechy obu tych równań. Taki ogólny model jest opisany przez następujące równanie: $x_1 + x_2[p_l^{x_3}(-a_l^{x_4})] - x_3 \ln(p_w) - x_6 \ln(a_w) + x_7 p_l$. Kiedy model ten był dopasowywany do średnich ocen ryzyka w eksperymencie 1, wyłoniono dla niego następujące parametry: $x_1 = 2,41$, $x_2 = 1,23$, $x_3 = 0,05$, $x_4 = 0,40$, $x_5 = 2,58$, $x_6 = 0,60$, $x_7 = -1$. Jednocześnie błąd standardowy dla tego modelu był równy 0,27, czyli był praktycznie taki sam jak dla modelu Coombsa i Lehnera, co wskazuje, że przejście od funkcji potęgowej do logarytmicznej dla prawdopodobieństwa i wielkości zysku nie powoduje pogorszenia trafności modelu. Należy także zauważyć, że wyłoniona wartość wykładnika dla prawdopodobieństwa straty jest bliska zeru ($x_3 = 0,05$). Co więcej, ponieważ logarytmiczne wyrażenie, które opisuje p_w , zmienia się znacznie wolniej niż liniowe wyrażenie, które opisuje p_l , to wkład obu tych wyrażeń może być sprowadzony do jednego wyrażenia, które zależy liniowo od p_l (ponownie wykorzystujemy, że $p_l = 1 - p_w$). Jeśli $p_l^{x_3}$ zostanie rozwinięte wokół $x_3 = 0$, jak to opisano wyżej, i zatrzymamy jedynie pierwszy człon równy 1, to otrzymujemy następujący model oceny ryzyka: $x_1 + x_2(-a_l^{x_4}) - x_3 \ln(a_w) + x_4 p_l$, który ma dokładnie taką samą postać jak jedna z proponowanych wcześniej form modelu dymensjonalnego. Warto zauważyć, że w wyłonionym rozwiązaniu matematycznym asymetryczny wpływ zysków i strat na ocenę ryzyka nie jest przyjmowany arbitralnie, ale wynika z dopasowywania modelu do danych empirycznych.

Do bardzo podobnych wniosków prowadzi analiza parametrów uzyskanych dla modelu proponowanego w teorii perspektywy (równanie 10), który był dopasowywany do danych uzyskanych w eksperymencie 2. Uzyskane wartości wykładników funkcji potęgowej, która opisuje transformacje psychologiczne na prawdopodobieństwach, wynoszą odpowiednio 0,2 dla $w(p_l)$ i 0,93 dla $w(p_w)$ (por. tabela 5). Wartości te wskazują, że $w(p_l)$ jest w zasadzie stałe dla zakresu prawdopodobieństwa analizowanego w tym badaniu, tj. od 0,25 do 0,75. Jednocześnie $w(p_w)$ jest bliskie wartości p_w . Uwzględnienie w modelu tych dwóch przybliżeń oraz faktu, że wykładnik funkcji potęgowej dla zysku jest mały powoduje, że równanie 10 przyjmuje postać podobną do równania opisującego model dymensjonalny.

Powyższa analiza prowadzi do wniosku, że modele oczekiwanego ryzyka, które uzyskały najlepsze wskaźniki dopasowania, dają się sprowadzić do proponowanego modelu dymensjonalnego.

Trafność dymensjonalnego modelu oceny ryzyka. Najprostszą formę takiego modelu stanowi liniowa kombinacja trzech podstawowych komponentów, opisujących dwuwynikową sytuację ryzykowną, tj. prawdopodobieństwa straty oraz wielkości straty i zysku – równanie 11. Zgodnie z oczekiwaniami, najprostsza wersja tego modelu, która nie uwzględnia ani założenia o asymetrycznym wpływie aspektów negatywnych i pozytywnych na oceny ryzyka, ani psychologicznych przekształceń na wartościach i prawdopodobieństwie, uzyskała najgorsze wskaźniki dopasowania (std = 0,50 i $R^2 = 0,83$ – por. tabela 4). Wcześniejsze ustalenia na temat silniejszego wpływu aspektów negatywnych na ocenę ryzyka oraz dotyczące przekształceń psychologicznych na wartościach i prawdopodobieństwach wyników implikują nieliniową postać trzech komponentów równania. Wprowadzenie do równania obu wydat i prawdopodobieństwa w postaci wyrażeń nieliniowych (równania 12-14) znacznie poprawia jego dopasowanie do danych eksperymentalnych (por. tabele 4, 5). Porównanie wyników uzyskanych dla równań 12 i 14 prowadzi do wniosku, że wyrażenie odnoszące się do p_w nie ma istotnego wpływu na trafność modelu (std = 0,26 i 0,27 oraz $R^2 = 0,88$ i 0,88 – por. tabela 4). Podobnie

rozwiązania.

⁹ W niektórych przypadkach parametry wyłonione dla równania (9) mają nierealistyczne wartości. Wynika to z tego, że oryginalna forma tego modelu wymaga 7 parametrów, ale po uproszczeniach opisanych w tekście równanie zawiera tylko 5 niezależnych parametrów. Oznacza to, że problem optymalizacyjny dla oryginalnego równania był nad-zdefiniowany. Dla takich problemów funkcja celu może być nieczuła na zmiany niektórych parametrów lub ich kombinacji.

EMPIRYCZNA TRAFNOŚĆ DYMENSYJONALNEGO MODELU OCENY RYZYKA

porównanie wskaźników trafności dla modeli opisanych przez równania 13-14 wskazuje, że wprowadzenie funkcji potęgowej dla opisu prawdopodobieństwa straty nie ma istotnego wpływu na trafność modelu (std = 0,28 i 0,27 oraz $R^2 = 0,88$ i $0,88$ w eksperymencie 1 – tabela 4; std = 0,32 i 0,32 oraz $R^2 = 0,95$ i $0,96$ w eksperymencie 2 – tabela 5). Biorąc pod uwagę, że model opisany przez równanie 13 ma mniej parametrów, ten ostatni został uznany za lepsze rozwiązanie. Można więc stwierdzić, że dymensjonalny model oceny ryzyka wyrażony równaniem 13 w tabeli 1 uzyskał najlepsze wskaźniki dopasowania do danych eksperymentalnych (tabele 4-5).

Trafność przewidywań modeli dla danych indywidualnych

Model dymensjonalny i modele oczekiwanego ryzyka były dopasowywane do ocen ryzyka dla każdego badanego. Na początek warto zaznaczyć, że dla 15% badanych w eksperymencie 1 i dla 10% badanych w eksperymencie 2 nie udało się uzyskać satysfakcjonującego rozwiązania dla żadnego z testowanych modeli. (Przyjęto arbitralne kryterium: std < 1,5). Badani ci posługiwali się innymi regułami, oceniając ryzyko. Stwierdziliśmy także, że oceny ryzyka 5% badanych w eksperymencie 1 były liniową funkcją prawdopodobieństwa straty.

W eksperymencie 1 wszystkie modele oczekiwanego ryzyka opisywały oceny ryzyka lepiej niż modele dymensjonalne jedynie dla 10% badanych. W eksperymencie 2 testowane były jedynie modele, w których przyjmuje się asymetryczny wpływ pozytywnych i negatywnych aspektów sytuacji na ocenę ryzyka. Łącznie, modele dwuliniowe opisywały lepiej niż model dymensjonalny, oceny ryzykowności dla 31% badanych menadżerów w tym eksperymencie. Przy czym dla 27% badanych był to jeden z dwóch analizowanych dwuliniowych modeli ważonego ryzyka (równania 9-10).

Proponowany model dymensjonalny miał lepsze wskaźniki dopasowania niż inne modele dla około 70% badanych w eksperymencie 1 i dla 59% badanych w eksperymencie 2¹⁰. Tak więc model ten dawał trafne przewidywania 7 razy częściej (eksperyment 1) lub 2 razy częściej (eksperyment 2) niż modele oczekiwanego ryzyka.

Wśród tych badanych, którzy oceniali ryzyko zgodnie z modelem dymensjonalnym, można wyróżnić trzy grupy. W obu eksperymentach dla połowy tych osób wyłoniono wykładnik funkcji potęgowej dla strat mniejszy od 1, tak samo jak w przypadku danych grupowych. Natomiast dla około 20% tych badanych (w obu eksperymentach) wykładnik tej funkcji był większy od 1. Badani ci przykładali większą wagę do wielkości straty niż inni. Dla pozostałych badanych, tj. 30%, wielkość straty wchodziła do modelu w postaci funkcji logarymicznej. Osoby z ostatniej grupy przykładaly mniejszą wagę do wielkości straty niż pozostali. W eksperymencie 2 wyodrębniono także małą grupę osób (5%), dla których użyteczność wygranej przy ocenie ryzyka była opisana przez funkcję potęgową.

Wyniki powyższe, podobnie jak to, że oceny ryzyka dla 5% badanych w eksperymencie 1 były liniową funkcją prawdopodobieństwa straty, wskazują na różnice indywidualne w ważeniu prawdopodobieństwa i wielkości straty dla oceny ryzyka. Można przypuszczać, że istotne przy ocenie ryzyka różnice indywidualne to między innymi różnice w reaktywności, poziomie lęku, spostrzeganej kontroli i motywacji do osiągnięć. Wydaje się, że np. wysoki lęk może zwiększać wagę aspektów negatywnych, a wysoka motywacja do osiągnięć – wagę wielkości zysku. Spostrzegana kontrola zapewne modyfikuje ocenę prawdopodobieństwa straty i zapewne przypisywaną jej wagę. Ustalenie, które cechy indywidualne mają znaczenie dla ważenia różnych komponentów modelu, wymaga badań empirycznych.

Podsumowanie uzyskanych wyników

Podsumowując wyniki uzyskane w referowanych wyżej badaniach można stwierdzić, że zgodnie z wcześniejszymi badaniami (np. Coombs, Lehner, 1981; Payne, 1975; Shapira, 1994; Slovic, Lichtenstein, 1968b) średnie oceny ryzyka formułowane przez badanych nie były dobrze opisywane przez modele dystrybucyjne.

Można więc sądzić, że ocena ryzyka nie odnosi się do miar dyspersji, ale jest formułowana na podstawie *explicite* danych wymiarów sytuacji ryzykownej, takich jak prawdopodobieństwa i wartości wyników. Oznacza to, że ryzyko jest bezpośrednią funkcją wyników i ich prawdopodobieństw. Wobec tego spostrzegane ryzyko może być opisywane albo przez modele oczekiwanego ryzyka (np. Coombs, Lehner, 1981; Luce, 1980; 1981; Luce, Weber, 1986; Sarin, Weber, 1993), albo przez model dymensjonalny (Mellers, Chang, 1994; Mellers, Ordóñez, Birnbaum, 1992; Sokołowska, 2000; Sokołowska, Pohorille, 2000; Sokołowska, Świątnicki, 2000; 2001). Zgodnie z powyższym rozumowaniem, modele oczekiwanego ryzyka uzyskały we wszystkich badaniach lepsze wskaźniki dopasowania niż modele dystrybucyjne. Najlepsze wskaźniki uzyskano zwłaszcza dla modeli, które włączają zarówno założenie o niesymetrycznym wpływie negatywnych i pozytywnych aspektów sytuacji na ocenę

¹⁰ Wskaźniki dopasowania były znacznie gorsze niż w przypadku danych zagregowanych. Na przykład w eksperymencie 2 średnie odchylenie standardowe dla modelu dymensjonalnego, który jest opisany przez równanie 13, wynosiło 1,15, a dla danych zagregowanych – 0,32. Wynik ten jest zrozumiwały, jeśli wziąć pod uwagę, że każdy badany oceniał ryzyko na dyskretnej skali 11-stopniowej, gdzie odległość między punktami skali wynosiła 1.

ryzyka, jak i uwzględniają psychologiczne transformacje na wielkościach wypłat (model CER) i na prawdopodobieństwach (model Coombsa i Lehnera oraz model teorii perspektywy). Jednak analiza wartości parametrów wyłonionych dla tych modeli wykazała, że zgodnie z regułami matematycznymi modele te powinny być poddane określonym przekształceniom. Wprowadzenie takich przekształceń prowadzi do liniowej kombinacji prawdopodobieństwa straty oraz wielkości straty i zysku, czyli do równania, które opisuje model dymensionalny. Wszystkie wymiary wchodzą do równania w postaci wyrażeń nieliniowych. Dla takiego właśnie modelu uzyskano najlepsze wskaźniki dopasowania zarówno do średnich, jak i indywidualnych ocen ryzyka formułowanych przez badanych.

Tak więc niezależnie od tego, że w modelach oczekiwanego ryzyka przyjmowano wyjściowo multiplikatywną zależność prawdopodobieństw i wypłat, rozwiązanie matematyczne, wyłonione na podstawie dopasowywania tych modeli do danych eksperymentalnych, prowadzi do ich przekształcenia w dymensionalny model oceny ryzyka. Taki właśnie model był proponowany wcześniej jako najwłaściwszy deskryptywny model oceny ryzyka, oparty na ustaleniach empirycznych na temat przetwarzania informacji w procesie oceny ryzyka (np. Joag, Mowen, Gentry, 1990; Mellers, Chang, 1994; Mellers, Ordonez, Birnbaum, 1992; Payne, 1976; Slovic, Fischhoff, Lichtenstein, 1977; Slovic, Lichtenstein, 1968b; Sokołowska, Świątnicki, 2000; 2001).

DYSKUSJA

Wyniki uzyskane w serii eksperymentów prezentowanych w obu częściach artykułu prowadzą do następujących wniosków:

- (1) Oceniając ryzykowność sytuacji, ludzie nieliniowo przekształcają wielkość strat i zysków (por. część 2).
- (2) Przy ocenie ryzyka składanie informacji o wielkości i prawdopodobieństwie wyniku nie jest prostym mnożeniem wartości przez ich prawdopodobieństwa (por. część 2).
- (3) Negatywne aspekty sytuacji mają większy wpływ na ocenę ryzyka niż aspekty pozytywne (por. część 2).
- (4) Oceny ryzykowności nie spełniają warunku niezależności, implikowanego przez zasadę oczekiwanego ryzyka (por. część 1).

Wnioski te są w dużej części zgodne z wcześniejszymi ustaleniami empirycznymi. Traktowane jako całość prowadzą jednak do jednoznacznego wniosku, że ani modele dystrybucyjne, ani modele oczekiwanego ryzyka nie opisują trafnie ocen ryzykowności. Asymetryczny wkład negatywnych i pozytywnych aspektów sytuacji w ocenę ryzyka falsyfikuje modele dystrybucyjne. Brak multiplikatywnej zależności między wartością i prawdopodobieństwem wypłat oraz niezgodność ocen ryzyka z warunkiem niezależności falsyfikują dwuliniowe modele oczekiwanego ryzyka jako trafną miarę spostrzeganego ryzyka.

Mimo że proponowany przez nas model dymensionalny uzyskał zarówno potwierdzenie empiryczne w odniesieniu do założenia o addytywnym składaniu informacji na temat wielkości i prawdopodobieństwa wypłat, jak i najwyższe wskaźniki dopasowania dla zagregowanych, a także indywidualnych ocen ryzykowności, to jednak jego generalizacja jako ogólnego modelu procesu oceny ryzyka jest ograniczona, ponieważ był on weryfikowany jedynie dla dwuwynikowych sytuacji ryzykownych (por. Sokołowska, Świątnicki, 2001). Rozszerzenie tego modelu na sytuacje z wieloma wynikami jest możliwe tylko przy założeniu, że ludzie „przeredagowują” takie sytuacje na sytuacje dwuwynikowe. Ze względu na zaobserwowaną w wielu badaniach tendencję do zmniejszania wysiłku poznawczego takie przeredagowywanie wydaje się prawdopodobne. Jest jednak także możliwe, że w sytuacjach bardziej złożonych ludzie kierują się innymi jeszcze aspektami i wobec tego ocena ryzykowności odbywa się na podstawie innych reguł. Ustalenie tych faktów wymaga dalszych badań empirycznych.

BIBLIOGRAFIA

- Bernoulli, D. (1954). Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Econometrica*, 22, 23-26.
- Byrd, R. H., Lu, P., Nocedal, J., Zhu, C. (1995). A limited memory algorithm for bound constrained optimization, *SIAM J. Scientific Computing*, 16, 1190-1208.
- Casey, J. T., Scholz, J. T. (1991). Boundary effect of vague risk information on taxpayer decisions. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 360-394.
- Coombs, C. H. (1975). Portfolio theory and the measurement of risk. W: M. F. Kaplan, S. Schwartz (red.), *Human judgment and decision process* (s. 63-68). New York: Academic Press.
- Coombs, C. H., Bowen J. N. (1971). A test of VE-theories of risk and the effect of the Central Limit Theorem. *Acta Psychologica*, 35, 15-28.
- Coombs, C. H., Donnell, M. L., Kirk, D. B. (1978). An experimental study of risk preferences in lotteries. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 4, 497-512.
- Coombs, C. H., Lehner, E. P. (1981). Evaluation of two alternative models of a theory of risk: I. Are moment of distributions

EMPIRYCZNA TRAFNOŚĆ DYMENSJONALNEGO MODELU OCENY RYZYKA

- useful in assessing risk? *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 7, 1110-1123.
- Coombs, C. H., Lehner, E. P. (1984). Conjoint design analysis of the bilinear model: an application to judgments of risk. *Journal of Mathematical Psychology*, 28, 1-42.
- Galanter, E. (1962). The direct measurement of utility and subjective probability. *American Journal of Psychology*, 75, 208-220.
- Huang, L. (1971). The expected risk function. *Michigan Mathematical Psychology Program Report*, 71-6 (wewnętrzna publikacja University of Michigan, Ann Arbor).
- Joag, S. G., Mowen, J. C., Gentry, J. W. (1990). Risk perception in a simulated industrial purchasing task: The effects of single versus multi-play decisions. *Journal of Behavioral Decision Making*, 3, 91-108.
- Kahneman, D., Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.
- Kuhn, K. M., Budescu, D. V. (1996). The relative importance of probabilities, outcomes, and vagueness in hazard risk decisions. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 68, 301-317.
- Kunreuther, H., Meszaros, J., Hogarth, R. M., Spranca, M. (1995). Ambiguity and underwriter decision processes. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 26, 337-352.
- Luce, R. D. (1980). Several possible measures of risk. *Theory and Choice*, 12, 217-228.
- Luce, R. D. (1981). Corrections to several possible measures of risk. *Theory and Choice*, 13, 381.
- Luce, R. D., Weber, E. U. (1986). An axiomatic theory of conjoint, expected risk. *Journal of Mathematical Psychology*, 30, 188-205.
- MacCrimmon, K. R., Stanbury, W. T., Wehrung, D. A. (1980). Real money lotteries: A study of ideal risk, context effects, and simple processes. W: T. S. Wallsten (red.), *Cognitive processes in choice and decision behavior* (s. 155-177). Hillsdale, N J: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Markowitz, M. M. (1959). *Portfolio selection*. New York: Wiley.
- Mellers, B. A., Chang, S. (1994). Representations of risk judgment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 57, 167-184.
- Mellers, B. A., Ordóñez, L. D., Birnbaum, M. H. (1992). A change-of-process theory for contextual effects and preferences reversals in risky decision making. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 52, 331-369.
- Payne, J. W. (1973). Alternative approaches to decision making under risk: Moments versus risk dimensions. *Psychological Bulletin*, 80, 439-453.
- Payne, J. W. (1975). Relation of perceived risk to preferences among gambles. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 104, 86-94.
- Payne, J. W. (1976). Task complexity and contingent processing in decision making: An information search and protocol analysis. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16, 366-387.
- Pollatsek, A., Tversky, A. (1970). A theory of risk. *Journal of Mathematical Psychology*, 7, 540-553.
- Sarin, R. K., Weber, M. (1993). Risk-value models. *European Journal of Operational Research*, 70, 135-149.
- Shapira, Z. (1994). *Risk taking: A managerial perspective*. New York: Russell Sage Foundation.
- Slovic, P. (1967). The relative influence of probabilities and payoffs upon perceived risk of a gamble. *Psychometric Science*, 9, 223-224.
- Slovic, P., Lichtenstein, S. (1968a). Importance of variance preferences in gambling decisions. *Journal of Experimental Psychology*, 78, 646-654.
- Slovic, P., Lichtenstein, S. (1968b). Relative importance of probabilities and payoffs in risk taking. *Journal of Experimental Psychology Monograph*, 78 (3, Pt. 2).
- Slovic, P., Fischhoff, B. S., Lichtenstein, S. (1977). Behavioral decision theory. *Annual Review of Psychology*, 28, 1-39.
- Sokołowska, J. (2000). *Ryzyko: wyzwanie czy zagrożenie. Psychologiczne model oceny i akceptacji ryzyka*. Warszawa: Wydawnictwo Instytutu Psychologii PAN.
- Sokołowska, J., Pohorille, A. (2000). Models of risk and choice: Challenge or danger. *Acta Psychologica*, 104, 339-369.
- Sokołowska, J., Świątnicki, K. (2000). The dimensional model of risk perception. W: E. Holtz (red.), *Fairness and Cooperation. The IAREP/SABE Joint Meeting Proceedings*. Baden/Viena, Austria.
- Sokołowska, J., Świątnicki, K. (2001). Jak ludzie składają informacje o prawdopodobieństwie i wartości wyniku przy ocenie ryzyka? *Studia Psychologiczne*, 39, 1, 161-179.
- Stevens, S. S. (1959). Measurement, psychophysics and utility, W: C. W. Churchman, P. Ratoosh (red.), *Measurement: Definitions and theories* (s. 18-63). New York: Willey.
- Tversky, A., Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323.
- Tyszką, T. (1986). *Analiza decyzyjna i psychologia decyzji*. Warszawa: PWN.
- Weber, E. U., Bottom, W. P. (1989). Axiomatic measures of perceived risk: some tests and extensions. *Journal of Behavioral Decision Making*, 2, 113-131.
- Zhu, C., Byrd, R. H., Lu, P., Nocedal, J. (1994). *L-BFGS-B: FORTRAN subroutines for large scale bound constrained optimization. Technical Report, NAM-11, EECS Department*. Northwestern University.