

ZNIEKSZTAŁCANIE PRAWDOPODOBIEŃSTW W DECYZJACH Z RYZYKIEM^{1, 2}

Katarzyna Idzikowska³
Akademia Leona Koźmińskiego

Streszczenie: W artykule przedstawiono rezultaty badania nad zniekształcaniem prawdopodobieństwa. Zniekształcanie to badane jest na dwóch poziomach (i) w percepcji (wyrażone w subiektywnych ocenach) oraz (ii) w wyborach (wyrażone w wagach decyzyjnych). Sprawdzono, jak oba rodzaje zniekształceń – percepcyjne i zniekształcanie w wagach – zależą od sposobu prezentacji informacji o prawdopodobieństwie. Wyróżnione zostały dwa formaty prezentowania prawdopodobieństwa: liczbowy i doświadczeniowy.

Wyniki badania potwierdziły hipotezę o mniejszym percepcyjnie zniekształcaniu obiektywnego prawdopodobieństwa wtedy, gdy informacja o rozkładzie wypłat jest prezentowana badanemu za pomocą formatu doświadczeniowego niż wtedy, gdy informację tę otrzymuje on liczbowo. Nie potwierdziła się hipoteza o mniejszym zniekształcaniu obiektywnego prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych, kiedy zastosujemy doświadczeniowy format prawdopodobieństwa. Ujawnił się za to nieprzewidywany rezultat mniejszej skłonności do ryzyka w przypadku doświadczeniowego formatu prawdopodobieństwa i efekt ten zdaje się być wynikiem nadawania mniejszych wag niż w przypadku formatu liczbowego. Ponadto okazało się, że zniekształcanie prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych jest przynajmniej częściowo wynikiem zniekształcania w percepcji.

Słowa kluczowe: decyzje z ryzykiem, format prawdopodobieństwa, subiektywna ocena, wagi decyzyjne.

PROBABILITY DISTORTION IN DECISIONS UNDER RISK

Abstract: This paper presents the results of study on the probability distortion. The distortion is studied at two levels: (i) in the decision maker's

¹ Badania zostały sfinansowane ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2012/04/A/HS6/00614.

² Autorka tekstu dziękuje prof. Tadeuszowi Tyszcze za komentarze udzielone w trakcie pisania manuskryptu.

³ Katarzyna Idzikowska, Akademia Leona Koźmińskiego, ul. Jagiellońska 59, 03-301 Warszawa, e-mail: kidzikowska@kozminski.edu.pl

perception (expressed as subjective judgements), and (ii) in the decision maker's choices (expressed in decision weights). The study examined how the two types of distortion – concerning perception and weights – depend on the way information on probability is presented. Two formats of probability information were distinguished: descriptive (expressed in numbers) and experience.

The results confirmed the hypothesis of lower perceptual distortion of objective probability when the information on payout distribution was presented using the experience-based format than when the information was given as a description. The hypothesis on the lower distortion of probability in decision weights with the experience probability format was not confirmed. An unexpected result was a lower risk seeking with the experience format. This effect seems to be a result of attributing lower weights than with the descriptive format. Furthermore, it appears that the probability distortion in decision weights at least partly results from the distortion in perception.

Keywords: *decisions under risk, probability format, subjective judgements, decision weights.*

1. Wprowadzenie

U podstaw współczesnej teorii decyzji z ryzykiem leży rozwinięty przez von Neumanna i Morgensterna (1944/1990) model maksymalizacji oczekiwanej użyteczności. Jego podstawowym założeniem jest, że wybory decydenta opierają się na (1) jego preferencjach (upodobaniach) oraz (2) na jego przekonaniach co do tego, jakie skutki przyniesie dana decyzja. W modelu von Neumanna i Morgensterna przyjęto, że właściwą miarą dla owych przekonań są obiektywne prawdopodobieństwa określone na zbiorze możliwych wyników rozważanego działania (rozważanej alternatywy). Przyjmowano, że decydent zna ten rozkład i kieruje się nim w swoich wyborach z ryzykiem.

W momencie kiedy psychologowie zainteresowali się tym modelem (najpierw Ward Edwards, 1954a, 1954b, 1954c) od razu wysunęli hipotezę, że ludzie bynajmniej nie muszą poprawnie szacować owych obiektywnych prawdopodobieństw. Przeciwnie, mogą zniekształcać te prawdopodobieństwa.

W latach 50. XX wieku rzeczywiście pojawił się nurt badań nad percepcją (nad subiektywnym odbiorem) prawdopodobieństwa. Osoby badane dokonywały subiektywnych ocen znanych obiektywnie prawdopodobieństw, które dotyczyły np. częstości zdarzeń przechowywanych w pamięci (Attneave, 1953; Lichtenstein i in., 1978), albo prawdopodobieństw przedstawianych graficznie jako proporcje (Stevens i Galan-

ter, 1957; Shuford, 1961), albo prezentowanych w postaci sekwencji zdarzeń (Begg, 1974). Wyniki tych eksperymentów pokazały, że subiektywna ocena obiektywnie określonych wielkości prawdopodobieństw zachowuje pewien stały wzorzec: choć oceny są wysoce dokładne, to obserwowane jest odchylenie w kierunku przeszacowania niskich i niedoszacowania wysokich prawdopodobieństw.

Ale zniekształcanie prawdopodobieństw przy podejmowaniu decyzji z ryzykiem może się dokonywać nie tylko na poziomie percepcji. Jakkolwiek decydent ocenia prawdopodobieństwo uzyskania danego (pożądanego bądź niepożądanego) wyniku, może on w większym albo mniejszym stopniu opierać się na nim w swoich decyzjach. Teorią, w której najjaśniej opisano traktowanie prawdopodobieństw przy podejmowaniu decyzji jest zaproponowana przez Kahnemana i Tversky'ego (1979) teoria perspektywy. W modelu tym przyjęto, że decyzja jest wynikiem przyjętego przez decydenta sposobu oceniania skutków decyzji (funkcji wartości) oraz sposobu wykorzystywania prawdopodobieństwa (określonego przez tzw. funkcję subiektywnych wag decyzyjnych, będącą nieliniową transformacją obiektywnego prawdopodobieństwa). W szczególności psychologów (Tversky'ego i Kahnemana, 1979, 1992 oraz ich następców) zainteresowało, jakie znaczenie nadają ludzie różnym prawdopodobieństwom. Wyniki zgodnie pokazały, że ludzie nadają większe znaczenie niż by to wynikałoby z ich obiektywnej wartości niskim prawdopodobieństwom a mniejsze znaczenie – średnim i wysokim prawdopodobieństwom (Camerer i Ho, 1994, Tversky i Kahneman, 1992; Tversky i Fox 1995; Gonzalez i Wu, 1999; Abdellaoui, 2000; Bleichrodt i Pinto, 2000).

Można tu zauważyć interesującą zbieżność: w badaniach nad percepcją prawdopodobieństwa obserwuje się przecenianie niskich i niedocenianie średnich i wysokich prawdopodobieństw, a w badaniach nad wykorzystaniem prawdopodobieństwa w decyzjach z ryzykiem ludzie nadają większe znaczenie niskim prawdopodobieństwom, a mniejsze znaczenie – średnim i wysokim prawdopodobieństwom. Nie istnieje zbyt wiele badań, które porównywałyby ze sobą te dwa rodzaje zniekształceń (a często mylnie traktuje się je zamiennie, nie rozróżniając dwóch różnych procesów, z których pochodzą). Chcąc uzupełnić tę lukę, przeprowadziłam serię eksperymentów, z których jeden zostanie tu omówiony. Podjęłam się w nich sprawdzenia, czy wyżej wspomniane zniekształcenia to dwa odrębne zjawiska, z których jedno dotyczy percepcji, a drugie – podejmowania decyzji, czy też może nadawanie różnych wag prawdopodobieństwu jest po prostu pochodną percepcji. Pierwsza ewentualność każałaby oczekiwać, że gdy do modelu podstawimy subiektywne, a nie obiektywnie dane prawdopodobieństwa, to zniekształcanie obserwowane na poziomie wag nie wystąpi. Druga ewentualność każe oczekiwać, że nawet kiedy do modelu podstawimy subiektywne, a nie obiektywnie dane prawdopodobieństwa, to zniekształcanie obserwowane na poziomie wag i tak wystąpi.

Drugim celem było sprawdzenie, jak oba rodzaje zniekształceń – percepcyjne i zniekształcanie w wagach – zależą od sposobu prezentacji informacji o prawdopodobieństwie. Ważne rozróżnienie w prezentowanym badaniu stanowią dwa formaty prezentowania prawdopodobieństwa: format opisowy i format doświadczeniowy. Podział ten skupia uwagę badaczy w ostatniej dekadzie. Mówi się tu o decyzjach z opisu i decyzjach bazujących na doświadczeniu (Hertwig i in., 2004; Hau i in., 2008; Rakow i Rahim, 2010; Ungemach i in., 2009; Tyszka i Sawicki, 2011; Hertwig, 2012). W przypadku tych pierwszych informacje o prawdopodobieństwie wyników opcji ryzykownej (najczęściej loterii pieniężnej) są opisywane numerycznie (za pomocą %, ułamków, częstości itp.), np. osobie proponuje się udział w loterii, w której szansa na otrzymanie 100 zł wynosi 80% lub 0 zł w przeciwnym wypadku. W przypadku tych drugich decydent dowiaduje się o rozkładzie wyników opcji ryzykownej na podstawie doświadczenia, a dokładniej poprzez obserwację częstości wystąpienia wyników. Na przykład obserwuje na ekranie komputera sekwencję wyników loterii, która w 80 przypadkach na 100 kończy się wygraną, a w 20 przypadkach – brakiem wygranej. Opisane badanie poszukuje, przy którym z dwu formatów prezentacji informacji o prawdopodobieństwie występuje większe zniekształcanie zarówno w percepcji prawdopodobieństwa, jak i w wagach decyzyjnych.

1.1. Główne pytania badawcze i hipotezy

Powyższe rozważania teoretyczne, a także wyniki dotychczasowych badań pozwalają na postawienie trzech głównych pytań badawczych:

1. Czy sposób prezentacji informacji o prawdopodobieństwie wpływa na różne zniekształcanie prawdopodobieństw na poziomie percepcji?
2. Czy sposób prezentacji informacji o prawdopodobieństwie wpływa na różne zniekształcanie prawdopodobieństw na poziomie wyborów w wagach decyzyjnych?
3. Jak zniekształcanie prawdopodobieństw w percepcji wpływa na zniekształcanie prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych?

Badania nad percepcją prawdopodobieństwa pokazały, że osoby, choć dość dobrze oceniają obiektywne prawdopodobieństwo, to systematycznie przeszacowują niską, a zaniżają wartości średniego i wysokiego prawdopodobieństwa. Można przypuszczać, że abstrakcyjne liczby opisujące prawdopodobieństwo będą silniej wpływały na to zjawisko przeszacowania-niedoszacowania w percepcji niż odpowiadające im obserwowane częstości zdarzeń (na ten kierunek wskazują także badania Gottlieb i in., 2007; Camilleri i Newell, 2009). W oparciu o te obserwacje sformułowano hipotezę pierwszą:

H1: *Stosując doświadczeniowy format prawdopodobieństwa, osoby badane mniej będą zniekształcać prawdopodobieństwa w percepcji, niż stosując opisowy format prawdopodobieństwa.*

Badania nad poszukiwaniem różnic między decyzjami z opisu i decyzjami z doświadczenia traktują głównie o zdarzeniach rzadkich. Podstawowym rezultatem tych poszukiwań było stwierdzenie, że zjawisko nadawania większego znaczenia niskim prawdopodobieństwom w wagach decyzyjnych jest znacznie mniejsze w przypadku ich doświadczenia, niż gdy są opisywane numerycznie (m.in. Hertwig i in., 2004; Hau i in., 2010; Ungemach i in., 2009). Taki wynik może być efektem większej wrażliwości na zmiany między różnymi poziomami prawdopodobieństw w decyzjach z doświadczenia. Przyjęto wobec tego hipotezę, że zniekształcenie w wagach w przypadku doświadczeniowego prawdopodobieństwa będzie zmniejszone, gdy zastosuje się doświadczeniowy format prawdopodobieństwa, niż gdy zastosuje się format opisowy dla całego zakresu prawdopodobieństw (zarówno niskich, jak i wysokich):

H2: *Stosując doświadczeniowy format prawdopodobieństwa, osoby badane mniej będą zniekształcać prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych, niż stosując opisowy format prawdopodobieństwa.*

We wcześniejszych badaniach odkryto dwie prawidłowości: (1) przy percepcji prawdopodobieństwa ludzie przeceniają szanse wystąpienia zdarzeń rzadkich, a nie doceniają szans wystąpienia zdarzeń częstych; (2) przy podejmowaniu decyzji ludzie przeważają niskie prawdopodobieństwa, a niedoważają wysokie. Narzuca to przypuszczenie, którego jednak nikt dotychczas nie podjął w badaniach eksperymentalnych, że zniekształcenie prawdopodobieństwa w szacowanych wagach w wyborach z ryzykiem powinno być mniejsze wtedy, gdy zamiast obiektywnych prawdopodobieństw w oszacowaniach tych korzysta się z prawdopodobieństw subiektywnych. Postawiono zatem hipotezę, że:

H3: *Zarówno stosując opisowy, jak i doświadczeniowy format prawdopodobieństwa, zniekształcanie prawdopodobieństwa w szacowanych wagach w wyborach z ryzykiem powinno być mniejsze wtedy, gdy zamiast obiektywnych prawdopodobieństw w oszacowaniach tych korzysta się z subiektywnych ocen.*

W niniejszym artykule przedstawię wyniki jednego z serii przeprowadzonych badań sprawdzających powyższe hipotezy. W celu ich weryfikacji respondentom prezentowano zbiór różnych loterii z określonymi prawdopodobieństwami i wypłatami. Ponadto manipulowano formatem obiektywnie zadanego prawdopodobieństwa. Zadaniem respondentów była ocena prawdopodobieństwa na subiektywnej skali. W ten sposób badano subiektywne zniekształcanie prawdopodobieństwa w ocenach. Kolejnym zadaniem respondentów było dokonanie dla każdej loterii se-

rii wyborów między udziałem w tej loterii a wypłatami gwarantowanymi. Wybory te prowadziły do sprawdzenia subiektywnego zniekształcania prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych.

2. Metoda

Badanie zostało przeprowadzone z wykorzystaniem specjalnie zaprojektowanej do tego celu aplikacji w programie komputerowym LabSee⁴. Eksperyment składał się z tury próbnej i 30 właściwych. W każdej turze prezentowano badanemu loterię (L) z dwiema wypłatami x_W i x_N , takimi że obie były dodatnie bądź co najwyżej jedna równa zero, tj.:

$$L = (x_W, p; x_N, 1 - p),$$

gdzie: $x_W > x_N \geq 0$, p – *prawdopodobieństwo otrzymania wyższej wypłaty w loterii*.

Loterie użyte w omawianym badaniu zawierały siedem różnych par wypłat w złotych (20-0, 40-0, 80-0, 100-0, 40-20, 60-20, 80-40) oraz dziewięć wartości prawdopodobieństw związanych z wyższą wypłatą w danej loterii (0.05, 0.1, 0.25, 0.35, 0.5, 0.65, 0.75, 0.90, 0.95).

2.1. Format prawdopodobieństwa

Respondenci zostali losowo przydzieleni do jednej z dwóch grup eksperymentalnych, które różniły się sposobem przedstawienia informacji o prawdopodobieństwie w zadanych loteriach.

W grupie z opisowym formatem prawdopodobieństwa (OFP) loterie były prezentowane osobom badanym w tradycyjny sposób, tj. prawdopodobieństwa związane z wypłatami loterii były opisywane za pomocą procentów. Przykładowo badany miał wyobrazić sobie „udział w loterii, w której z prawdopodobieństwem 50% może wygrać 100 zł lub 0 zł w przeciwnym wypadku”.

W grupie z doświadczeniowym formatem prawdopodobieństwa (DFP) badany obserwował na ekranie komputera reprezentatywną próbę 60 wypłat danej loterii. Wypłaty pojawiały się w losowej kolejności (dla każdej osoby badanej w innej) z częstością odpowiadającą obiektywnemu prawdopodobieństwu. W ten sposób respondenci, po pierwsze, uczyli się, jakie wypłaty można uzyskać, biorąc udział w loterii,

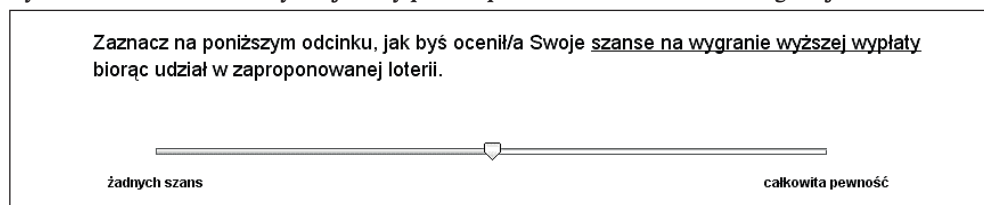
⁴ <http://labsee.com/>

po drugie – „doświadczali” częstości tych wypłat. (Przykładowo dla loterii, w której można wygrać 150 zł z prawdopodobieństwem 25% lub 0 zł z prawdopodobieństwem 75%, na ekranie komputera pojawiało się w kolejności losowej 25 obrazków z wartością 150 i 75 obrazków z wartością 0. Dodatkowo wyższe kwoty w loterii z dwiema wypłatami pojawiały się na zielonym tle, a niższe na niebieskim.)

2.2. Pomiar subiektywnej oceny prawdopodobieństwa (zadanie 1)

Po prezentacji każdej loterii zadaniem pierwszym osób badanych było dokonanie subiektywnej oceny prawdopodobieństwa otrzymania wyższej wypłaty w grze (rysunek 1). W tym celu zastosowano skalę analogową: uczestnicy zaznaczali na odcinku o końcach „żadnych szans” i „całkowita pewność” (czyli oznaczającym prawdopodobieństwa odpowiednio 0 i 1) punkt, który według nich odpowiadał prawdopodobieństwu związanemu z wyższą wypłatą w loterii. Zaznaczone subiektywne wartości prawdopodobieństw mierzone były z dokładnością do 1%.

Rysunek 1. Pomiar subiektywnej oceny prawdopodobieństwa na skali analogowej



2.3. Pomiar ekwiwalentu pewnego (zadanie 2)

Ekwiwalentem pewnym loterii (EP) nazywamy taką wartość wypłaty, dla której decydentowi jest obojętne, czy otrzyma ją na pewno, czy też weźmie udział w tej loterii. Drugie zadanie prowadziło właśnie do wyznaczenia wartości ekwiwalentu pewnego dla każdej z prezentowanych w badaniu loterii. W tym celu została zaadaptowana tzw. metoda ekwiwalentu pewnego (oparta na procedurze zaproponowanej przez Becker, Degroot i Marschak (1964), opisana i wykorzystana m.in. przez Kahnemana i Tversky'ego (1992) oraz Wu i Gonzalesa (2009).

W zastosowanej metodzie respondenci nie muszą wyznaczać EP wprost. O wartości EP wnioskuje się na podstawie serii dokonywanych przez osobę badaną wyborów. Dla każdej loterii definiuje się listę wypłat gwarantowanych – od najwyższej wypłaty

możliwej do uzyskania w loterii do najniższej. Respondent musi przy każdej wypłacie zdecydować, czy chciałby taką wartość zatrzymać bez ponoszenia ryzyka, czy wolałby wziąć udział w loterii (gdzie wypłaty zależą od przeprowadzonego losowania). Przykładowo: aby wyznaczyć ekwiwalent pewny loterii, która oferuje 80 zł z prawdopodobieństwem 50% lub 0 zł w przeciwnym przypadku, prosi się osobę badaną o dokonanie wyboru pomiędzy udziałem w tej grze a otrzymaniem gwarantowanych 80 zł, następnie pomiędzy tą grą a otrzymaniem 70 zł, kolejno 60 zł itd. (aż do 0 zł). I tak, jeżeli badany wybierze np. 60 zł pewne zamiast udziału w loterii i jednocześnie zdecyduje się na przeprowadzenie loterii zamiast 50 zł pewnych, wówczas wartość ekwiwalentu musi znajdować się gdzieś pomiędzy 60 zł a 50 zł. Można oszacować ją np. jako środek otrzymanego przedziału, czyli 65 zł. Jeżeli chce się uzyskać bardziej dokładne oszacowanie ekwiwalentu, wówczas konieczne jest przeprowadzenie kolejnej rundy serii takich wyborów z zawężonym zakresem wypłat pewnych. W przykładzie byłyby to wypłaty od 60 zł do 50 zł rozłożone malejąco, np. o 1 zł.

W omawianym badaniu uczestnicy dokonywali serii wyborów pomiędzy wypłatami pewnymi a daną loterią tylko w jednej rundzie. Kwoty gwarantowane były rozłożone pomiędzy wyższą i niższą wypłatą w loterii w 20 równych odstępach. Poniżej znajduje się przykład arkusza decyzyjnego z tabelą, w której osoba badana musiała zaznaczyć w każdym wierszu swój wybór. Program informował ją, jeżeli pominęła któryś wiersz tabeli i prosił o jego uzupełnienie i dokonanie wyboru.

Rysunek 2. Przykład arkusza decyzyjnego dla loterii z parą wypłat (20,0)

W tabeli poniżej zaznacz w każdym wierszu czy wolisz wypłatę gwarantowaną (opcja A) czy udział w zaproponowanej loterii (opcja B)		
	A	B
	20 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	19 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	18 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	17 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	16 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	15 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	14 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	13 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	12 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	11 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	10 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	9 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	8 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	7 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	6 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	5 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	4 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	3 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	2 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	1 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>
	0 zł <input type="radio"/>	<input type="radio"/>

2.4. Osoby badane i przebieg badania

Badanie zostało przeprowadzone na dwóch próbach. W próbie pierwszej (ALK) znalazło się 80 studentów Akademii Leona Koźmińskiego z kierunku zarządzanie, a w próbie drugiej (WNE) 58 studentów Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego z kierunku menedżersko-ekonomicznego. W obu przypadkach były to osoby w wieku od 19 do 23 lat (średnia=20). Konieczność powtórzenia badania na drugiej próbie była skutkiem wykluczenia z dalszych analiz względnie dużego odsetka osób w próbie ALK, których odpowiedzi były niekonsekwentne i przypadkowe. Można to tłumaczyć faktem, że w tym samym czasie, co przeprowadzone badanie, studenci ALK mieli sesję egzaminacyjną i choć zgodzili się dobrowolnie na udział w badaniu, to mogli nie być dostatecznie zainteresowani i skupieni na zadaniach eksperymentalnych.

Respondenci w obu próbach zostali losowo przypisani do jednej z dwóch grup eksperymentalnych: z opisowym lub doświadczeniowym formatem prawdopodobieństwa. Badanie odbyło się w sali komputerowej dostępnej na danej uczelni, gdzie każdy otrzymał osobne stanowisko komputerowe.

Po zalogowaniu się do programu osoba badana czytała instrukcję. Następnie przystępowała do tury próbnej eksperymentu, w której mogła lepiej zapoznać się z procedurą i zadaniami eksperymentalnymi. Gdy już była gotowa, mogła przejść do części właściwej eksperymentu z 30 turami. Między turami zawsze następowała 5-sekundowa przerwa. Kolejność wyświetlania się loterii była losowo ustalona.

Uczestnicy w trakcie trwania całego badania pracowali we własnym tempie. W grupie z OFP badanie trwało około 40 minut, natomiast w grupie z DFP około godziny. Po wykonaniu zadań we wszystkich turach proszono badanych o wypełnienie krótkiej metryczki z podstawowymi danymi, jak wiek, płeć, wykształcenie. Na zakończenie wylosowano kilkoro studentów w danej grupie eksperymentalnej, którzy mieli szansę na otrzymanie dodatkowego wynagrodzenia za udział w badaniu. W tym celu losowano jedną z prezentowanych loterii, a następnie jeden z wierszy w arkuszu decyzyjnym odpowiadającym tej loterii. Sprawdzano kolejno wybór osoby badanej w tym wierszu. Jeżeli wybrała wypłatę gwarantowaną, to płacono od razu jej równowartość, jeżeli loterię, to była rozgrywana w rzeczywistości i wypłacano kwotę zależną od wyniku losowania. Osoby badane mogły maksymalnie zarobić 100 zł za udział w badaniu.

3. Wyniki

Zarówno w próbie ALK, jak i WNE z analiz usunięto odpowiedzi tych uczestników, dla których nie można było wyznaczyć ekwiwalentu pewności dla więcej niż 3 loterii (wybory były niekonsekwentne, nielogiczne). W próbie ALK nie można było wyznaczyć EP średnio dla 6,6 loterii na osobę, a w próbie WNE dla 2,6. Tym samym w próbie ALK odrzucono odpowiedzi 32 respondentów (40%) z dalszych analiz, a w próbie WNE 10 (17%). Niestety, przy zastosowanej procedurze badawczej taki procent odrzucenia odpowiedzi się zdarza (np. Weber i Kirsner, 1997) i jest to wynik albo niedostatecznego zrozumienia zadania, albo zbyt niskiej motywacji do sumiennego wykonywania poleceń w eksperymencie.

Ostatecznie w próbie ALK znalazło się 48 osób: 23 w grupie z OFP (w tym 11 kobiet) oraz 25 w grupie z DFP (w tym 11 kobiet). W próbie WNE również znalazło się 48 osób: 24 w grupie z OFP (w tym 19 kobiet) oraz 24 w grupie z DFP (w tym 16 kobiet).

Analizy danych zostały przeprowadzone oddzielnie dla próby ALK i WNE. W celu sprawdzenia zniekształcenia obiektywnych prawdopodobieństw na poziomie percepcji przeprowadzono analizę regresji liniowej, a także wyznaczono wskaźniki odchylenia subiektywnej oceny od obiektywnych wartości. W celu sprawdzenia zniekształcenia obiektywnych prawdopodobieństw w funkcji wag decyzyjnych przeprowadzono analizę regresji nieliniowej, której wynikiem było wyznaczenie parametrów funkcji wag decyzyjnych odpowiadających za stopień zniekształcenia obiektywnych prawdopodobieństw. Analizy i wykresy zostały wykonane przy użyciu pakietu R oraz programu SPSS.

3.1. Zniekształcanie prawdopodobieństw w percepcji

W celu sprawdzenia zniekształcania prawdopodobieństwa w percepcji wykonano kilka analiz porównujących obiektywne wartości prawdopodobieństwa z ich subiektywnymi ocenami w obu grupach eksperymentalnych. Tabela 1 zawiera średnie oceny względem różnych poziomów prawdopodobieństw z podziałem na grupy z OFP i DFP.

Tabela 1. Średnia ocena $s(p)$ względem poziomów p w próbie ALK i WNE

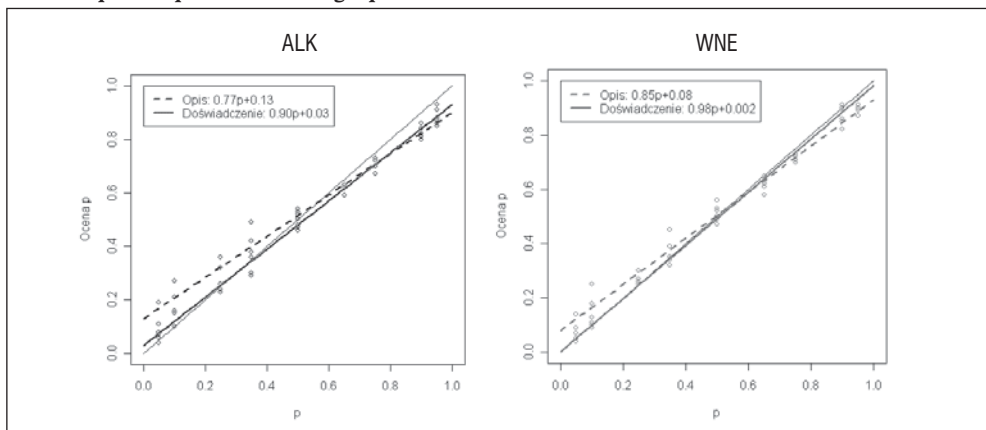
p	Średnia $s(p)$			
	ALK		WNE	
	OPF	DFP	OPF	DFP
0,05	,13*	,06	,10*	,04*
0,1	,25*	,14*	,18*	,10
0,25	,31*	,28	,29*	,25
0,35	,38	,35	,38	,35
0,5	,51*	,48*	,52*	,49
0,65	,63*	,61*	,60*	,64
0,75	,70*	,69*	,71*	,72*
0,9	,82*	,84*	,84*	,90
0,95	,86*	,91*	,89*	,93*

* Test t-studenta, $p < 0.05$

Jak widać, średnie oceny w grupie z opisem mocniej odbiegają od obiektywnych wartości prawdopodobieństw niż w grupie z doświadczeniem. Tak więc opisowy format prawdopodobieństwa sprzyja percepcyjnym zniekształceniom p .

Podobny efekt pokazuje wykonana analiza regresji liniowej, która porównuje, jak bardzo subiektywna ocena prawdopodobieństwa jest oddalona od jego obiektywnych wartości w obu grupach eksperymentalnych. Jak pokazują wykresy na rysunku 3, subiektywne oceny na skali analogowej osób badanych były mniej zniekształcone w stosunku do obiektywnego prawdopodobieństwa wówczas, gdy osoby doświadczały obiektywnego rozkładu wypłat loterii niż wtedy, gdy im go opisywano. (Współczynnik kierunkowy regresji liniowej (b_1) jest większy w grupie z doświadczeniem niż w grupie z opisem i jednocześnie wyraz wolny (b_0) jest mniejszy).

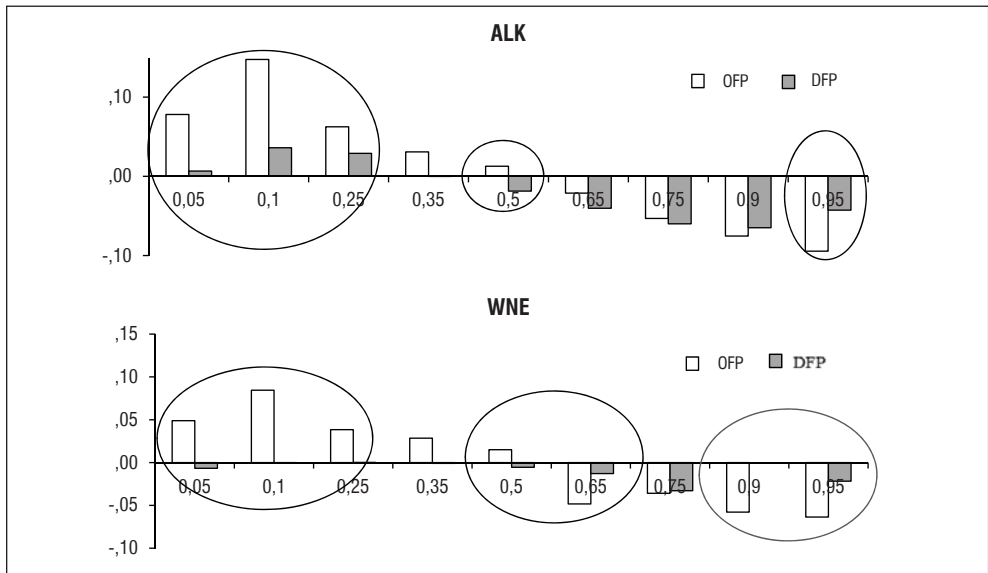
Rysunek 3. Dopasowanie liniowe ($s(p) = b_1 \times p + b_0$) subiektywnych ocen do obiektywnych wartości prawdopodobieństw w grupie z OPF i DFP



Potwierdziło się także znane zjawisko przeważania niskich i niedoważania średnich i wysokich prawdopodobieństw w obu grupach eksperymentalnych. To zniekształcanie jest jednak mniejsze w wypadku DFP, gdzie dopasowanie liniowe ocen do p jest bliższe linii identyczności (współczynnik b_1 bliższy jedności oraz mniejsze odchylenie w wyrazie wolnym b_0).

W celu porównania, jak bardzo w obu grupach subiektywne oceny różnią się (są odchylone) od obiektywnych wartości p , zdefiniowano wskaźnik zniekształcenia oceny d będący różnicą między subiektywną oceną a obiektywną wartością prawdopodobieństwa ($d_{ij}=s_j(p_i)-p_i$ dla i -tej loterii oraz j -tej osoby badanej). Wskaźnik d uwzględnia kierunek odchylenia, tj. przeszacowanie ($d>0$) i niedoszacowanie ($d<0$) obiektywnych p .

Rysunek 4. Porównanie średnich wielkości wskaźnika zniekształcenia d dla każdego poziomu p w grupie z OFP i DFP



* Dla zakreślonych poziomów p różnice w średnich odchyleniach d w grupie z OFP i DFP są statystycznie istotne (test t ; $p<0.05$)

Ponownie można zaobserwować, że zarówno w grupie z OFP, jak i DFP niskie prawdopodobieństwa są przeszacowywane, natomiast wysokie niedoszacowane w subiektywnych ocenach. Wydaje się jednak, że efekt ten w grupie z DFP jest słabszy niż w grupie z OFP, zwłaszcza dla niskich wartości prawdopodobieństw.

Powyższe analizy i wyniki dotyczą bezpośredniego zniekształcania prawdopodobieństw obiektywnych w percepcji. Kolejne analizy pokazują pośrednie zniekształ-

canie prawdopodobieństw w wagach decyzyjnych, które wynika z zachowania decydenta (z jego preferencji).

3.2. Zniekształcanie prawdopodobieństw w wagach decyzyjnych

Konsekwencją dokonanych przez respondentów wyborów było wyznaczenie dla każdej prezentowanej w eksperymencie loterii jej ekwiwalentów pewnych. Na wartości ekwiwalentów bezpośrednio wpływa stosunek decydenta do ryzyka. Przed przejściem do oszacowania funkcji wag decyzyjnych zostanie przeprowadzona analiza porównująca stosunek do ryzyka w obu grupach eksperymentalnych z uwzględnieniem różnych poziomów prawdopodobieństw, które były użyte w loteriach.

W modelu teorii perspektywy (który przyjmuję do badania zniekształceń w wagach decyzyjnych) został opisany 4-polowy schemat stosunku jednostki do ryzyka. Sprawdzone zatem, czy osoby badane zachowywały się zgodnie z tym schematem, który pokazuje, że w sytuacji zysków (tylko ta jest rozważana w opisywanym badaniu) ludzie przejawiają skłonność do ryzyka dla niskich prawdopodobieństw, a awersję dla średnich i wysokich. Skłonność do ryzyka oznacza, że wyznaczony przez badanego EP loterii jest większy niż jej oczekiwana wartość (OW), natomiast awersja do ryzyka, że EP jest mniejszy niż OW. (Gdyby EP równał się OW loterii, wówczas mamy sytuację, w której decydent jest neutralny wobec ryzyka).

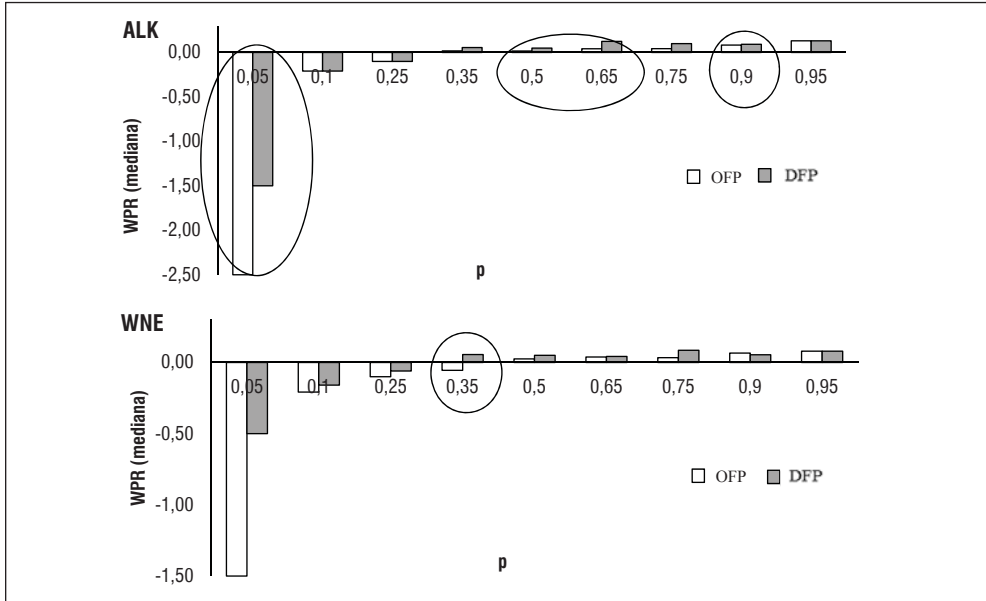
W celu sprawdzenia tego wzorca oraz porównania zachowań ryzykownych grupie z opisem i z doświadczeniem można wyznaczyć wskaźnik tzw. względnej premii za ryzyko (*risk relative premia*), tj. $WPR = (OW - EP) / |OW|$ (Bruhin i in., 2010), który oznacza:

- (i) awersję (niechęć) do ryzyka, gdy $WPR > 0$ (i tego się spodziewam dla średnich i wysokich wartości prawdopodobieństw),
- (ii) skłonność do ryzyka, gdy $WPR < 0$ (i tego się spodziewam dla niskich wartości prawdopodobieństw),
- (iii) neutralność wobec ryzyka, gdy $WPR = 0$.

Im wyższy jest EP (im decydent żąda wyższej wypłaty pewnej w zamian za rezygnację z udziału w ryzykownej grze), czyli im niższa WPR, tym większa skłonność do zachowań ryzykownych.

Poniższe wykresy przedstawiają porównanie medialnych wartości WPR w obu grupach eksperymentalnych względem prawdopodobieństw związanych z wyższą wypłatą w loteriach.

Rysunek 5. Porównanie względnej premii za ryzyko w grupie z OFP i DFP



* Zakreślono istotne różnice między grupą z opisem i doświadczeniem, gdzie $WPR(DFP) < WPR(OPF)$ (test jednostronny Manna-Whitneya $p < 0,05$)

Jak pokazuje rysunek 5, w większości przypadków WPR jest niższa w grupie z opisem niż w grupie z doświadczeniem (zwłaszcza jeżeli chodzi o niskie prawdopodobieństwa) co pokazuje, że w porównaniu z formatem doświadczeniowym opisowy format prawdopodobieństwa sprzyja zachowaniom bardziej ryzykownym.

Ponadto uczestnicy obu grup eksperymentalnych zachowywali się zgodnie z 4-poolowym schematem stosunku do ryzyka przyjętym w teorii perspektywy, tzn. w sytuacji zysków osoby badane przejawiały skłonność do ryzyka dla niskich prawdopodobieństw, a awersję dla średnich i wysokich. Wynik ten potwierdza, że przeciętne zachowanie osób badanych jest adekwatnie opisane przez model teorii perspektywy, do którego odnoszą się dalsze analizy.

3.2.1. Procedura estymacji funkcji $w(p)$

W celu wyznaczenia kształtu funkcji $w(p)$ przyjęto model skumulowanej teorii perspektywy (CPT, *cumulative prospect theory*) Kahnemana i Tversky'ego (1992). W modelu tym użyteczność (wartość) loterii wyznaczona jest poprzez kombinację funkcji wag decyzyjnych $w(p)$ i funkcji wartości $v(x)$, z uwzględnieniem porządku wypłat. Zgodnie z definicją ekwiwalentu pewnego decydent jest obojętny pomiędzy udziałem w ryzykownej loterii a otrzymaniem wartości równej EP, co implikuje, że użyteczność loterii

i jej ekwiwalentu są równe. Zatem dla loterii z dwiema wypłatami x_W i x_N oraz prawdopodobieństwem p otrzymania wyższej wypłaty otrzymujemy następujące równanie:

$$v(EP) = w(p)v(x_W) + (1 - w(p))v(x_N), \quad \text{gdzie } x_W > x_N \geq 0.$$

Po przekształceniu wartość ekwiwalentu wynosi:

$$EP = v^{-1}(w(p)v(x_W) + (1 - w(p))v(x_N)).$$

Przyjmując ustalone postacie funkcji $v(x)$ oraz $w(p)$, możemy oszacować powyższe równanie za pomocą analizy regresji nieliniowej.

Jeżeli chodzi o funkcję wartości, to przyjęto najczęściej używaną tzw. *a power value function*, która dla zysków przyjmuje postać:

$$v(x) = x^\alpha, \quad \text{dla } x > 0.$$

Parametr α determinuje, jaki stosunek do ryzyka opisuje funkcja wartości i tak dla $\alpha < 1$ funkcja reprezentuje awersję do ryzyka, dla $\alpha > 1$ skłonność, a dla $\alpha = 1$ neutralność wobec ryzyka.

Jeżeli chodzi o funkcję wag decyzyjnych, to przyjęto dwie postaci:

- i. funkcja $w(p)$ eksponentialna z jednym parametrem γ (Prelec, 1998)

$$w(p) = \exp(-(-\ln p)^\gamma),$$

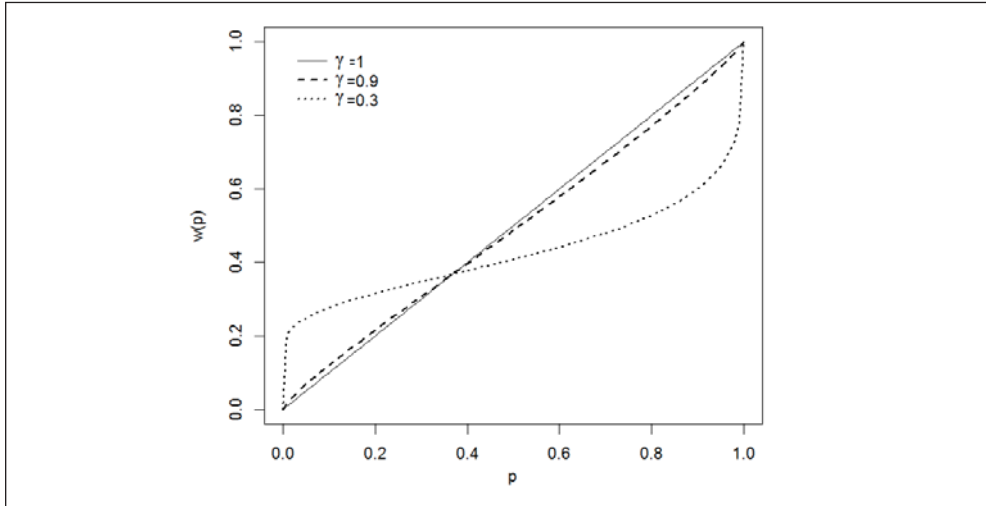
- ii. funkcja $w(p)$ z dwoma parametrami (tzw. *linear in log odds*) zaproponowana przez Goldstein i Einhorn (1987) oraz Lattimore i in. (1992), opisana również przez Gonzales i Wu (1999), Wu i in. (2008):

$$w(p) = \frac{\delta p^\gamma}{\delta p^\gamma + (1 - p)^\gamma}.$$

Pierwsza specyfikacja pozwala na zbadanie tylko stopnia krzywizny funkcji wag decyzyjnych (*curvature*; parametr γ). Natomiast druga dodatkowo rozróżnia stopień wzniesienia (*elevation*; parametr δ). Oba te parametry mają dość łatwą interpretację.

Parametr γ w głównej mierze odpowiada za wrażliwość na zmianę prawdopodobieństw [zwłaszcza wewnątrz przedziału $(0,1)$], tj. umiejętność rozróżniania (*discriminability*) między różnymi wielkościami prawdopodobieństw⁵. Im parametr γ jest bliżej 1, tym funkcja $w(p)$ jest bardziej liniowa (bardziej zbliżona do prostej diagonalnej). Im niższa wartość parametru γ , tym funkcja $w(p)$ jest bardziej płaska (czyli mamy większy stopień krzywizny), co oznacza, że prawdopodobieństwa oddalone od 0 i 1 są traktowane prawie tak samo (pokazuje to rysunek 6).

⁵ Jest to bezpośrednio powiązane z własnością malejącej krańcowej wrażliwości na zmiany p , z której to bierze się odwrócona S-kształtność $w(p)$. Własność ta oznacza, że im dalej jesteśmy od punktów odniesienia, gdzie w przypadku prawdopodobieństwa to punkty 0 i 1, tym mniej wrażliwi jesteśmy na zmiany p , czyli zwłaszcza w środku przedziału $(0,1)$.

Rysunek 6. Kształt funkcji wag decyzyjnych z jednym parametrem γ dla różnych jego wartości

O drugim parametrze δ mierzącym stopień wzniesienia (względem prostej diagonalnej) możemy powiedzieć, że wyjaśnia atrakcyjność wygrania gry (*attractiveness*). Tak naprawdę to ta własność przewiduje stopień przeważania lub niedoważania obiektywnych prawdopodobieństw. Im większy jest stopień wzniesienia, tym większe wagi są przypisane prawdopodobieństwom. Tym samym jedna osoba uważa za bardziej atrakcyjną grę niż druga osoba, jeżeli przypisuje większą wagę prawdopodobieństwu (wyższej wypłaty w grze). Można też powiedzieć, że taka osoba wykazuje większy optymizm. Stopień wzniesienia wpływa również na punkt przecięcia krzywej $w(p)$ z prostą diagonalną. Dla typowej odwróconej S-kształtnej funkcji $w(p)$ im stopień wzniesienia jest wyższy, tym wyższy punkt przecięcia i tym samym większy zakres prawdopodobieństw, gdzie osoba wykazuje optymizm ($w(p) > p$).

Wszystkie omówione niżej analizy regresji nieliniowej zostały przeprowadzone na danych grupowych, tj. z użyciem medialnych wartości ekwiwalentów pewnych policzonych dla każdej loterii, osobno w obu grupach eksperymentalnych.

3.2.2. Estymacja funkcji wag decyzyjnych

Tabela 2 zawiera wyniki estymacji funkcji wartości i wag decyzyjnych z jednym parametrem γ . W przypadku takiej specyfikacji funkcji $w(p)$ stopień przeważania i niedoważania obiektywnych wartości p zależy tylko od parametru γ . Im niższy parametr γ , tym większy efekt przeważania/niedoważania i tym samym większe zniekształcanie w wagach. Zgodnie z hipotezą drugą powinniśmy otrzymać mniejsze zniekształcanie

w przypadku doświadczeniowego formatu prawdopodobieństwa, czyli parametr γ powinien być bliższy jedności niż w przypadku opisowego formatu.

Tabela 2. Wartości parametrów funkcji wag decyzyjnych $w(p)$ z parametrem γ i funkcji wartości $v(x)$ z parametrem α w grupach z OFP i DFP

		OFP			DFP		
		Wartość parametru	Bł. std.	p	Wartość parametru	Bł. std.	p
ALK	γ	0,65	0,03	0,00	0,62	0,03	0,00
	α	1,05	0,03	0,00	0,97	0,03	0,00
WNE	γ	0,80	0,03	0,00	0,78	0,02	0,00
	α	0,99	0,03	0,00	0,95	0,02	0,00

Nie potwierdziła się hipoteza o mniejszym zniekształcaniu prawdopodobieństw w wagach decyzyjnych, gdy zamiast opisowego zastosujemy doświadczeniowy format prawdopodobieństwa. Parametr γ nie różni się między grupami z OFP i DFP zarówno w próbie ALK, jak i WNE. Obserwujemy za to niewielkie różnice w parametrze α funkcji wartości (istotne w próbie ALK), który okazuje się być niższy w przypadku grupy z doświadczeniem (co poświadcza zachowanie bardziej awersyjne do ryzyka pokazane na porównaniach WPR).

Ponieważ nie mamy powodów, by grupa z opisem i z doświadczeniem miały się różnić w parametrze funkcji wartości, przeprowadzono estymację funkcji wag z dwoma parametrami δ i γ . Wyniki tej estymacji znajdują się w tabeli 3.

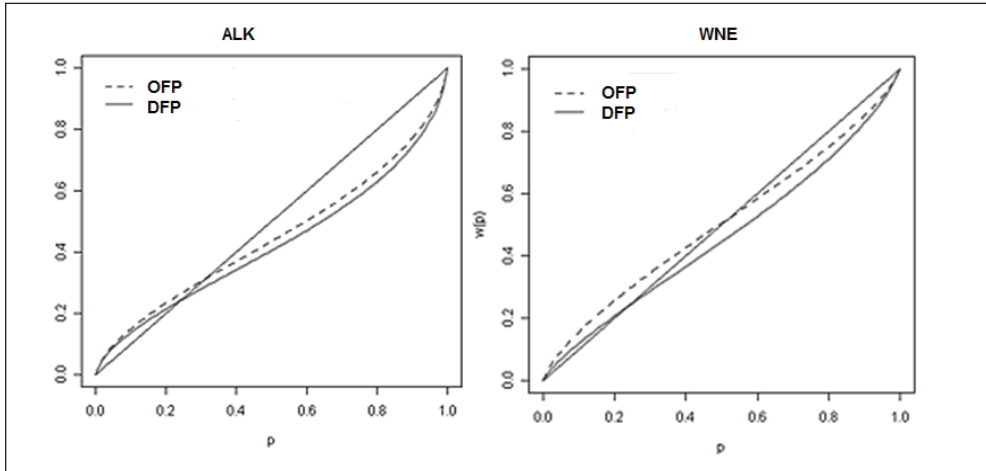
Tabela 3. Wartości parametrów funkcji wag decyzyjnych $w(p)$ z parametrami δ i γ oraz funkcji wartości $v(x)$ z parametrem α w grupach z OFP i DFP

		OFP			DFP		
		Wartość parametru	Bł. std.	p	Wartość parametru	Bł. std.	p
ALK	δ	0,77	0,09	0,00	0,68	0,08	0,00
	γ	0,67	0,04	0,00	0,66	0,03	0,00
	α	1,15	0,10	0,00	1,14	0,10	0,00
WNE	δ	1,02	0,08	0,00	0,80	0,07	0,00
	γ	0,78	0,03	0,00	0,81	0,03	0,00
	α	0,93	0,06	0,00	1,05	0,07	0,00

Okazało się, że parametr γ ponownie nie różni się między grupami – nie ma różnicy w stopniu krzywizny funkcji wag decyzyjnych (wrażliwość na zmiany prawdopodobieństwa taka sama w obu grupach). Za to parametr δ funkcji wag decyzyjnych ujawnia różnice w wyborach między grupą z opisem i doświadczeniem, tj. δ jest wyższy w grupie z opisem niż w grupie z doświadczeniem. Konsekwencją tego jest efekt taki,

że w grupie z doświadczeniem niskie prawdopodobieństwa nie są tak mocno przeważane jak w grupie z opisem, a średnie i wysokie są bardziej niedoważane (rysunek 7). Oznacza to, że wagi nadawane prawdopodobieństwom w decyzjach z doświadczeniowym formatem prawdopodobieństwa przyjmują niższe wartości niż w decyzjach z opisowym formatem i w ten sposób atrakcyjność loterii w grupie z doświadczeniem jest również niższa. W dalszym efekcie wpływa to na większą niechęć do ryzyka.

Rysunek 7. Krzywe funkcji wag decyzyjnych z dwoma parametrami w próbie ALK i WNE (linia identyczności oznacza brak zniekształcania prawdopodobieństwa w wagach, tj. dla $\gamma = 1$ i $\delta = 1$)



3.3. Zniekształcanie prawdopodobieństwa na poziomie percepcji i na poziomie wag decyzyjnych

Zastosowałam dwuetapowy (dwufazowy) model skumulowanej teorii perspektywy, który opisuje podejmowanie decyzji w warunkach niepewności (kiedy nie są znane obiektywne wartości prawdopodobieństwa) (Fox i Tversky, 1998; a także Wu i Gonzales, 1999; Wakker, 2004). W modelu tym proces wyznaczenia wag decyzyjnych dzieli się na dwie fazy: oceny i wyboru – najpierw decydent najpierw wyznacza subiektywne prawdopodobieństwo wyniku opcji niepewnej, a dopiero później to subiektywne prawdopodobieństwo transformowane jest przez funkcję wag decyzyjnych w wyborach.

Postanowiłam zatem wyznaczyć funkcję wag decyzyjnych $w(s(p))$, gdzie zamiast obiektywnych wartości prawdopodobieństw będę brać pod uwagę subiektywne oceny $s(p)$ (warto zaznaczyć, że nie są to subiektywne prawdopodobieństwa⁶, a właśnie subiektywne oceny). Ponownie przeprowadziłam analizę regresji nieliniowej z przyjęciem funkcji wag decyzyjnych z jednym parametrem. Wyniki tej estymacji prezentuje tabela 4.

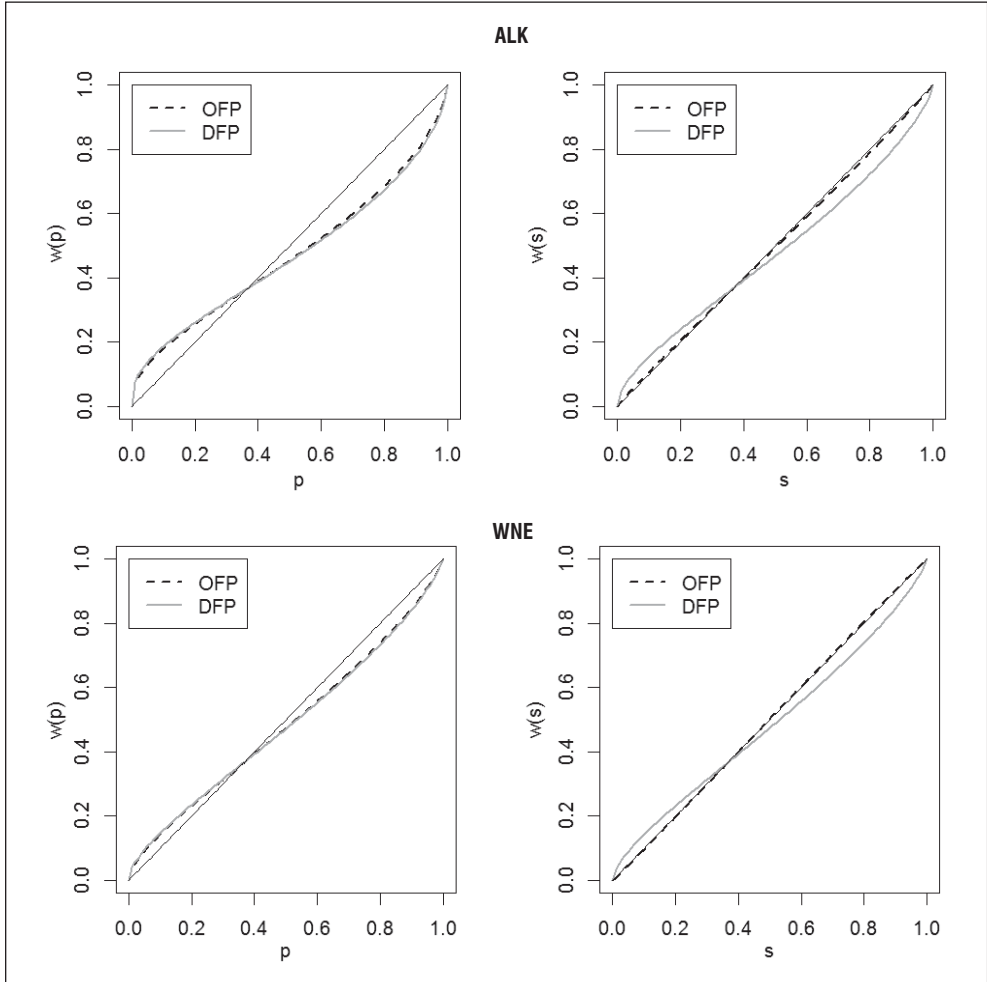
Tabela 4. Wartości parametrów funkcji $w(s)$ i $v(x)$ w modelu dwuetapowym teorii perspektywy w próbie ALK i WNE z podziałem na grupę z OFP i DFP

		OFP			DFP		
		Wartość parametru	Bl.std.	p	Wartość parametru	Bl.std.	p
ALK	γ	0,96	0,04	0,00	0,75	0,04	0,00
	α	0,97	0,04	0,00	1,03	0,04	0,00
WNE	γ	1,02	0,03	0,00	0,80	0,03	0,00
	α	0,95	0,03	0,00	0,97	0,03	0,00

Okazało się, że kiedy przyjąć subiektywne oceny prawdopodobieństw zamiast obiektywnych wartości, wówczas wagi stają się bardziej liniowe (parametr γ bliższy wartości 1) – redukuje się zjawisko przeważania niskich prawdopodobieństw i niedoważania wysokich (rysunek 8). Redukcja ta jest zwłaszcza widoczna w grupie, gdzie zastosowano opisowy format prawdopodobieństwa (tam gdzie zniekształcanie w percepcji było większe). Właściwie w grupie z OFP wydaje się, że zniekształcanie wystąpiło tylko na poziomie percepcji, gdyż parametr γ równy jest prawie jedności. Daleka byłabym jednak od interpretacji, że zniekształcanie w przypadku OFP występuje tylko w subiektywnych ocenach. W tym badaniu efekt niedoszacowania/przeszacowania obiektywnych p w percepcji w grupie z OFP okazał się wyjątkowo mocny, ale w innych przeze mnie przeprowadzonych był już nieco słabszy. Wagi policzone z uwzględnieniem ocen nie były już takie liniowe (ale nadal bliższe liniowości, niż te policzone z uwzględnieniem obiektywnych p). Można to interpretować w ten sposób, że to przeważanie/niedowążanie jest przynajmniej w części efektem percepcji.

⁶ O subiektywnym prawdopodobieństwie pisałam we wcześniejszym numerze „Decyzji” (Domurat, 2008).

Rysunek 8. Porównanie kształtu funkcji wag decyzyjnych z jednym parametrem, kiedy uwzględnione są obiektywne prawdopodobieństwa (wykres lewy) z kształtem funkcji wag decyzyjnych, kiedy uwzględnione są subiektywne oceny (wykres prawy)



Kolejne badania nad zniekształceniami prawdopodobieństw, których już nie opisuję w tym artykule, różniły się nieznacznie procedurą oraz warunkami, np. loterie zawierały wyższe wypłaty (do 3600 zł) oraz inne poziomy prawdopodobieństw. Pomimo takich zmian ich rezultaty były podobne do omówionego tu eksperymentu.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone badania potwierdziły hipotezę o mniejszym percepcyjnym zniekształcaniu obiektywnego prawdopodobieństwa wtedy, gdy informacja o rozkładzie wypłat jest prezentowana badanemu za pomocą formatu doświadczeniowego niż wtedy, gdy informację tę otrzymuje on z opisu. Różnice widoczne są zwłaszcza dla niskich prawdopodobieństw. Na wychwycenie różnic w kodowaniu informacji o prawdopodobieństwie pozwoliła zastosowana skala analogowa – wyrażająca subiektywne oceny zadanych prawdopodobieństw. Według Zacks i Hasher (2002) rzetelność ocen prawdopodobieństwa doświadczanego jest dlatego tak wysoka, że osoba „obligatoryjnie”, tj. czynnie, koduje pojawiające się zdarzenia. Tym samym mniej dziwią uzyskane rezultaty, w których oceny są „lepsze” przy zastosowaniu formatu doświadczeniowego niż opisowego.

Nie potwierdziła się natomiast hipoteza o mniejszym zniekształcaniu obiektywnego prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych, kiedy zastosujemy doświadczeniowy format prawdopodobieństwa. Zamiast tego nieoczekiwanie ujawniła się różnica w stosunku do ryzyka w grupie z opisem i z doświadczeniem. W grupie z doświadczeniem osoby badane były bardziej niechętne wobec ryzyka niż w grupie z opisem. Skąd bierze się ta różnica? Być może widoczne wprowadzenie liczb określających prawdopodobieństwo uzyskania określonego wyniku przy prezentacji ryzykowej alternatywy sztucznie wymusza uwzględnianie wielkości prawdopodobieństwa w podejmowaniu ryzykownych decyzji. Z drugiej strony istnieje wiele danych (Huber i in., 1997; Tyszka i Zaleśkiewicz, 2006) pokazujących, że mając do czynienia z ryzykownymi decyzjami, ludzie mogą w ogóle nie poszukiwać informacji o prawdopodobieństwach. Można więc spekulować, że w przypadku prawdopodobieństwa doświadczanego ludzie mogą w ogóle nie uwzględniać wielkości prawdopodobieństwa, kierując się inną niż CPT strategią decyzyjną, np. heurystyką maksimumu (Hau i in., 2008). W związku z tym w grupie z doświadczeniem osoby badane mogły być rzeczywiście niechętne wobec ryzyka. Zarazem postawiona hipoteza o mniejszym zniekształcaniu obiektywnego prawdopodobieństwa w wagach decyzyjnych, kiedy zastosujemy doświadczeniowy format prawdopodobieństwa niż przy formacie liczbowym, mogła się nie potwierdzić właśnie ze względu na inną niż CPT strategią decyzyjną (mimo mniejszego percepcyjnego zniekształcania obiektywnego prawdopodobieństwa).

Wreszcie potwierdziła się hipoteza trzecia: funkcja wag decyzyjnych jest bardziej liniowa, kiedy uwzględnione są subiektywne oceny prawdopodobieństwa niż wówczas, kiedy uwzględnione są tylko jego obiektywne wartości. Oznacza to, że zniekształcanie prawdopodobieństw w funkcji wag decyzyjnych jest częściowo wynikiem zniekształcania w percepcji. Wynik ten jest całkiem nowy w literaturze tematu.

Bibliografia

- Abdellaoui, M. 2000. *Parameter-free elicitation of utility and probability weighting functions*. „Management Science” 46: 1497-1512.
- Atneave, F. 1955. *Psychological probability as a function of experienced frequency*. „Journal of Experimental Psychology” 46: 81-86.
- Becker, G.M., Degroot M.H. i Marschak J. 1964. *Measuring utility by a single-response sequential method*. „Behavioral Science” 9 (3): 226-232.
- Begg, I. 1974. *Estimation of word frequency in continuous and discrete tasks*. „Journal of Experimental Psychology” 102: 1046-1052.
- Bleichrodt, H. i Pinto, J.L. 2000. *A Parameter-Free Elicitation of the Probability Weighting Function in Medical Decision Analysis*. „Management Science” 46: 1485-1496.
- Bruhin, A., Fehr Duda, H. i Epper, T. 2010. *Risk and rationality: Uncovering heterogeneity in probability distortion*. „Econometrica” 784: 1375-1412.
- Camerer, C.F. i Ho, T.H. 1994. *Violations of the betweenness axiom and nonlinearity in probability*. „Journal of Risk and Uncertainty” 8: 167-196.
- Camilleri, A.R., i Newell, B.R. 2009. *The role of representation in experience-based choice*. „Judgment and Decision Making” 4: 518-529.
- Domurat, K., 2008. *Rola „subiektywnych” prawdopodobieństw w decyzjach z ryzykiem*. „Decyzje” 10: 5-26.
- Edwards, W. 1954a. *Probability-preferences among bets with differing expected values*. „American Journal of Psychology” 67: 56-67.
- Edwards, W. 1954b. *The reliability of probability-preferences*. „American Journal of Psychology” 67: 68-95.
- Edwards, W. 1954c. *The theory of decision making*. „Psychological Bulletin” 41: 380-417.
- Fox, C.R., i Tversky, A. 1998. *A belief-based account of decision under uncertainty*. „Management Science” 44: 879-895.
- Gonzales, R., i Wu, G. 1999. *On the shape of probability weighting function*. „Cognitive Psychology” 38: 129-166.
- Gottlieb, D.A., Weiss, T., i Chapman, G.B. 2007. *The format in which uncertainty information is presented affects decision biases*. „Psychological Science” 18: 240-246.
- Hau, R., Pleskac, T.J., Kiefer, J., i Hertwig, R. 2008. *The description-experience gap in risky choice: the role of sample size and experienced probabilities*. „Journal of Behavioral Decision Making” 21: 493-518.
- Hau, R., Pleskac, T.J., i Hertwig, R. 2010. *Decisions From Experience and Statistical Probabilities: Why They Trigger Different Choices Than a Priori Probabilities*. „Journal of Behavioral Decision Making” 23: 48-68.
- Hertwig, R., Barron, G., Weber, E.U., i Erev, I. 2004. *Decisions from experience and the effect of rare events in risky choice*. „Psychological Science” 15: 534-539.
- Hertwig, R. 2012. *The psychology and rationality of decisions from experience*. „Synthese” 1871: 269-292.

- Huber, O., Wider, R., i Huber, O. W. 1997. Active information search and complete information presentation in naturalistic risky decision tasks. „Acta Psychologica” 95 (1): 15-29.
- Kahneman, D., i Tversky, A. 1979. *Prospect theory: an analysis of decision under risk*. „Econometrica” 47: 263-292.
- Lattimore, P.K., Baker, J.R., i Witte, A.D. 1992. *The influence of probability on risky choice: A parametric examination*. „Journal of economic behavior & organization” 173: 377-400.
- Lichtenstein, S., Slovic, P., Fischhoff, B., Layman, F., i Combs, B. 1978. *Judged frequency of lethal events*. „Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory” 4: 551-578.
- Prelec, D. 1998. *The probability weighting function*. „Econometrica”, 497-527.
- Rakow, T., i Rahim, S.B. 2010. *Developmental Insights into Experience-based Decision Making*. „Journal of Behavioral Decision Making” 23: 1-14.
- Stevens, S.S., i Galanter, E. 1957. *Ratio scales and category scales for a dozen perceptual continua*. „Journal of Experimental Psychology” 54: 377-411.
- Tversky, A., i Kahneman, D. 1992. *Advances in prospect theory, cumulative representation of uncertainty*. „Journal of Risk and Uncertainty” 5: 297-323.
- Tyszka, T., i Sawicki, P. 2011. *Affective and Cognitive Factors Influencing Sensitivity to Probabilistic Information*. „Risk Analysis” 31(11): 1832-1845.
- Tyszka, T., i Zaleśkiewicz, T. 2006. *When does information about probability count in choices under risk?* „Risk Analysis” 26 (6): 1623-1636.
- Ungemach, C., Chater, N., i Stewart, N. 2009. *Are probabilities overweighted or underweighted when rare outcomes are experienced rarely?* „Psychological Science” 4: 473-479.
- Wakker, P.P. 2004. *On the composition of risk preference and belief*. „Psychological Review - New York” 111(1): 236-241.
- Weber, E.U., i Kirsner, B. 1997. *Reasons for Rank-Dependent Utility Evaluation*. „Journal of Risk and Uncertainty” 14: 41-61.
- Wu, G., i Gonzalez, R. 1999. *Nonlinear decision weights in choice under uncertainty*. „Management Science” 45: 74-85.
- Wu, G., Zhang, J., i Gonzalez, R. 2008. *Decision under risk*. W: Koehler, D.J., i Harvey, N. (red.) *Blackwell handbook of judgment and decision making*. Wiley-Blackwell, s. 399-423.
- von Neumann, J., i Morgenstern, O. 1944/1990. *Theory of games and economic behavior*. Princeton: Princeton University Press.
- Zacks, R.T., i Hasher L. 2002. *Frequency processing: A twenty-five year perspective*. W: Sedlmeier, P. i Betsch, T. (red.) *Frequency processing and cognition*. New York: Oxford University Press, s. 21-36.