

JOANNA SOKOŁOWSKA

Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Warszawa

Optymizm a prawidłowości percepcyjne przy wazieniu prawdopodobieństwa¹

Wprowadzenie

W poznawczych modelach motywacji (np. Feather, 1966, Vroom, 1964), w modelach postaw (np. Fishbein i Ajzen, 1975) czy też w modelach decyzji, przyjmuje się, że zachowanie/wybór człowieka jest funkcją dwóch podstawowych aspektów sytuacji – wartości i szans na ich realizację. Przy czym od połowy XVIII wieku przyjmowano, że ludzie nie operują obiektywną, ale subiektywną wartością. Bernoulli (1738/1954) założył, że ludzie przekształcają wartości podane *explicite* w wartości subiektywne (użyteczności). Przekształcenia te są zgodne z zasadą zmniejszającej się wrażliwości na zmianę w wielkości bodźca wraz ze wzrostem odległości od punktu odniesienia².

¹ Badania finansowane z grantu KBN 2HOIF 009 23 „Czy i kiedy jesteśmy nierealistycznymi optymistami?”

² Zaproponowana przez Bernoullego funkcja użyteczności dla pieniędzy była ponad 100 lat później zaakceptowana jako powszechne prawo odnoszące się do percepcji zmian w natężeniu bodźców – prawo Webera–Fechnera.

Inaczej było w odniesieniu do drugiego komponentu modeli wyboru, czyli do oceny prawdopodobieństwa konsekwencji danego wyboru/działania. W klasycznym modelu wyboru, tj. w teorii oczekiwanej użyteczności, przyjmuje się, że wszystkie operacje na prawdopodobieństwach muszą być zgodne z podstawowymi zasadami rachunku prawdopodobieństwa. Stanowisko powyższe zostało zrewidowane dopiero w latach pięćdziesiątych XX wieku, kiedy to francuski ekonomista Allais (1954/1979) opublikował dwa słynne paradoksy jasno wskazujące na łamanie przez ludzi tych zasad. Próby wyjaśnienia paradoksów Allaisa, doprowadziły Edwardsa (1954, 1962) do wprowadzenia pojęcia wag decyzyjnych na miejsce prawdopodobieństw w modelu wyboru. Wagi decyzyjne odzwierciedlają przekształcenia psychologiczne, których ludzie dokonują na prawdopodobieństwach. Dlatego też wagi decyzyjne niekoniecznie spełniają zasady rachunku prawdopodobieństwa (zob. niżej).

Inny, oprócz paradoksów Allaisa, fakt, który zmuszał do rewizji założeń przyjmowanych w klasycznym modelu wyboru, to ustalony empirycznie efekt Marks i Irwina (Marks, 1951; Irwin, 1953), który polega na zawyżaniu prawdopodobieństwa wyników pozytywnych i zaniżaniu prawdopodobieństwa wyników negatywnych (zob. niżej)³. Próby wyjaśnienia tego zjawiska przez Edwardsa (1962), przy zachowaniu podstawowego założenia modelu EU o niezależności ocen wartości i szans od siebie, doprowadziły do rozszerzenia tegoż modelu o ideę wag konfiguralnych, które odzwierciedlają porównawczy charakter ocen (zob. niżej). Oznacza to, że nasza ocena prawdopodobieństwa zależy od pozycji danego wyniku wśród innych wyników, tj. od tego, czy jest to wynik pozytywny czy negatywny, skrajny, czy środkowy, *etc.* Idea ta intensywnie rozwijana przez ekonomistów i psychologów w drugiej połowie XX wieku zaowocowała w postaci modeli preferencji,

³ Zjawisko to jest opisywane w literaturze pod różnymi nazwami: optymizm, myślenie życzeniowe (np. Hogarth, 1987), a także przez terminy angielskie wskazujące na zależność między atrakcyjnością wyniku a oceną jego prawdopodobieństwa, takie jak *value bias* (Yates i in. 1989) czy *outcome bias* (np. Cohen i Wallsten, 1992). Zjawisko to jest jakościowo różne od opisanej w latach osiemdziesiątych przez Weinsteina (1980) tendencji do faworyzowania własnej osoby, czyli zawyżania lub zaniżania osobistego prawdopodobieństwa wyników pozytywnych/negatywnych w porównaniu z innymi ludźmi. Bardziej adekwatne niż „nierealistyczny optymizm” wydaje się tutaj określenie „optymizm porównawczy” (por. Harris i Middleton, 1994). Zagadnienie to nie jest rozważane w tym artykule.

w których wybór jest opisywany jako maksymalizacja konfiguralnie ważonej użyteczności (np. Quiggin, 1982; Lopes, 1990). Najpopularniejszy model tego typu to teoria skumulowanej perspektywy (CPT – Tversky i Kahneman, 1992).

W artykule, w oparciu o wyniki własnych badań, próbuje się odpowiedzieć na pytanie czy wagi konfiguralne trafnie opisują proces oceny prawdopodobieństwa wyników pozytywnych i negatywnych. W szczególności, czy funkcja ważonego prawdopodobieństwa oraz konfiguralne wagi decyzyjne proponowane w modelu CPT pozwalają wyjaśnić przypisywanie wyższych wag (przecenianie prawdopodobieństwa) wynikom pozytywnym i niższych wag (niedoceniaenie prawdopodobieństwa) wynikom negatywnym. Innymi słowy próbuje się odpowiedzieć na pytanie, czy optymizm w ocenie prawdopodobieństwa jest konsekwencją ogólnych prawidłowości percepcyjnych przy formułowaniu ocen oraz ich porównawczego charakteru. Analizowano wpływ następujących czynników sytuacyjnych i różnic indywidualnych na wagi decyzyjne: (1) obiektywnej częstości wyników (bardzo rzadkie, częste, *etc.*) oraz ich pozycji (najlepszy *vs* najgorszy), (2) uprzednich doświadczeń sukcesu lub porażki w podobnej sytuacji oraz (3) różnic indywidualnych w zakresie optymizmu rozumianego jako stała predyspozycja jednostki (zob. niżej).

1. Prawdopodobieństwo i nieliniowe wagi decyzyjne

1.1. Nieliniowa ocena prawdopodobieństwa

Wspomniane wyżej paradoksy Allais nasunęły przypuszczenie, że transformacje psychologiczne, których ludzie dokonują oceniając prawdopodobieństwo, mają charakter nieliniowy, podobnie jak to jest przy ocenie wartości. Na przykład, większość ludzi była skłonna płacić więcej za redukcję prawdopodobieństwa powodzi z 1% do 0% niż z 55% do 54% (Tversky i Kahneman, 1981). Wynika z tego jasno, że takie samo prawdopodobieństwo (np. 1% w przypadku powodzi) nie zawsze są „wyceniane” tak samo. Edwards (1954) sądzi, że „wycena” prawdopodobieństwa wynika z jego mocy do kontrolowania zdarzeń. Redukcja prawdopodobieństwa z 1% na 0% daje nam większą kontrolę nad światem niż redukcja z 55 na 54%, a więc jest ważniejsza. Dlatego „wycenę” prawdopodobieństwa Edwards proponuje nazwać wagą decyzyjną.

1.2. Funkcja ważonego prawdopodobieństwa w teorii perspektywy

Rozwijając ideę Edwardsa, Kahneman i Tversky (1979) zastąpili prawdopodobieństwa wagami decyzyjnymi, w zaproponowanym przez siebie modelu wyboru, zwanym teorią perspektywy. Przeprowadzili oni szereg eksperymentów, które miały na celu opisanie właściwości funkcji ważonego prawdopodobieństwa – $w(p)$, czyli procesu przypisywania wag prawdopodobieństwom. Są one następujące:

1) Ponieważ wagi decyzyjne zależą od zdolności do kontrolowania zdarzeń, to silnie zauważane są zmiany, które powodują, że zdarzenie niemożliwe ($p=0$) staje się możliwe ($p=0.01$), ale także zmiany, które powodują, że zdarzenie pewne ($p=1$) traci taki status i zmienia się w zdarzenie możliwe ($p=0.99$).

2) Oczywiście słabiej odczuwane są zmiany występujące w środku rozkładu, tak jak w podawanych wcześniej przykładach, np. zmiana z 0.55 na 0.54.

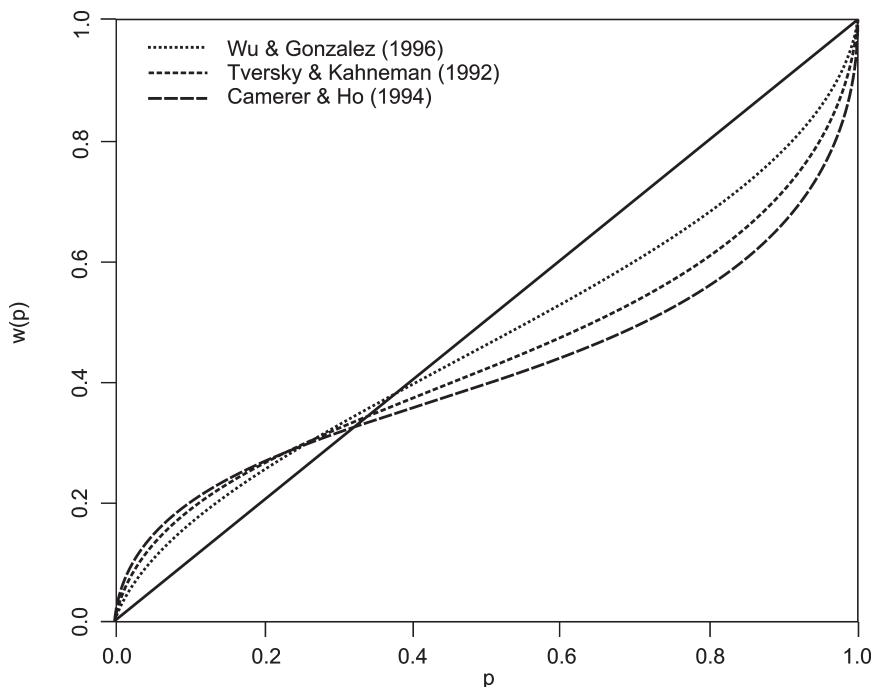
3) Uogólniając wyniki badań eksperymentalnych Kahneman i Tversky (1979, Tversky i Kahneman, 1992) stwierdzili, że: **przy percepcji prawdopodobieństwa także działa prawo zmniejszającej się wrażliwości na zmianę bodźca im dalej od punktu odniesienia. Jednak, inaczej niż dla wartości, w tym przypadku są dwa punkty odniesienia, są to krańce przedziału, czyli 0 i 1.**

4) W badaniach eksperymentalnych zaobserwowano także, że ludzie przeceniają niskie prawdopodobieństwa: $w(p) > p$ oraz nie doceniają średnich i wysokich prawdopodobieństw $w(p) < p$; przy czym ten drugi efekt jest silniejszy

5) Ponadto przyjęto, że wagi dla wartości skrajnych prawdopodobieństw są równe tym wartościom, tj. $w(p=0) = 0$ i $w(p=1) = 1$.

Funkcja ważonego prawdopodobieństwa – w w teorii perspektywy, jest przedstawiona na rycinie 1. Można zauważyć, że opisująca wagi krzywa jest stroma na obu krańcach przedziału i bardziej płaska w środku, co ilustruje zmniejszającą się wrażliwość na zmiany odległe od dwóch punktów odniesienia. W lewym dolnym rogu obserwujemy wypukłość, która odzwierciedla przecenianie niskich prawdopodobieństw, a po prawej stronie wklęsłość, która ilustruje niedocenywanie średnich i wysokich prawdopodobieństw.

Rycina 1. Funkcja ważonego prawdopodobieństwa (w) w teorii perspektywy



Funkcja w : $w(p) = (p^\beta / (p^\beta + (1-p)^\beta))^{1/\beta}$.
Wyłoniony parametr wynosi 0.56, 0.61 i 0.71

2. Optimizm czy konfiguralność wag decyzyjnych?

2.1. Ocena prawdopodobieństwa „dobrych” i „złych” wyników – efekt Marks i Irwina

W życiu często obserwujemy zawyżanie przez ludzi prawdopodobieństwa wyników pozytywnych i zaniżanie prawdopodobieństwa wyników negatywnych. Na przykład, ludzie przeceniają prawdopodobieństwo, iż ich faworyt wygra wybory (Granberg i Brent, 1983; Fischer i Budescu, 1984) lub że faworyzowana przez nich drużyna wygra w zawodach sportowych (Badad, 1987; Badad i Katz, 1991). Przecenianie prawdopodobieństwa atrakcyjnych wyników i niedocenywanie prawdopodobieństwa wyników negatywnych zabserwowano po raz pierwszy w badaniach eksperymentalnych w latach

50. (Irwin, 1953; Marks, 1951). W eksperymentach badanym prezentowano zestaw 10 kart. Niektóre z nich były specjalnie oznakowane. Badany losował jedną kartę z zestawu. Jeśli wylosował oznakowaną kartę to uzyskiwał lub tracił określoną ilość punktów. Przed przystąpieniem do losowania, badanych proszono o podanie prawdopodobieństwa wylosowania oznakowanej karty. Badani oceniali wyżej prawdopodobieństwo wylosowania takiej karty, wtedy kiedy było to dla nich korzystne niż wtedy, kiedy było to niekorzystne.

Ponieważ przewidywania badanego nie miały żadnego wpływu na to, co się zdarzy, to optymizm można tłumaczyć tym, że badany wyrażał bardziej swoje życzenia niż rzeczywiste oczekiwania. Aby to sprawdzić Irwin (1953) prosił nie tylko o ocenę prawdopodobieństwa, ale także o zadeklarowanie zaufania, że przewidywania są trafne. Jeśli optymizm odzwierciedla myślenie życzeniowe, to zaufanie do przewidywań nt. zdarzeń korzystnych powinno być niższe niż zaufanie do przewidywań nt. zdarzeń niekorzystnych. Takich różnic jednak nie stwierdzono.

Crandall, Solomon i Kellaway (1955) próbowali zredukować optymizm poprzez zwrócenie uwagi badanych na ważność trafności przewidywań. Okazało się to nieskuteczne i w tym badaniu także zaobserwowano efekt Marks i Irwina. Pruit i Hoge (1965) wprowadzili nagrody finansowe za trafność przewidywań. Spowodowało to obniżenie optymizmu, ale go nie wyeliminowało⁴.

2.2. Znak czy wielkość konsekwencji? Hipoteza nieciągłości Edwardsa

Przedstawione wyżej dowody empiryczne podważają przyjmowaną w modelach wyboru niezależność od siebie ocen użyteczności i prawdopodobieństwa wyników. Szukając wyjaśnienia, które nie podważałoby tego założenia, Edwards (1962) postawił hipotezę, zwaną hipotezą nieciągłości. Zgodnie z nią zaobserwowane zjawisko odnosi się jedynie do znaku konsekwencji, tj. ludzie inaczej wąż prawdopodobieństwo zdarzeń pozytywnych i negatywnych, w szczególności oceniają optymistycznie szanse wystąpienia zdarzeń pozytywnych. Nie ma natomiast zależności między wagami i wielkością konsekwencji.

⁴ Późniejsze eksperymenty Pyszczynskiego (1978) pokazały jednak, że jeśli badanym oferuje się realne (i dość wysokie) nagrody za wylosowanie określonej karty, to pojawia się efekt odwrotny do efektu Marks i Irwina.

Hipoteza ta była weryfikowana w eksperymencie Crandalla i in. (1955), którzy różnicowali poziom nagród i kar finansowych za wyciągnięcie oznakowanej karty. Uzyskane przez nich wyniki wskazywały na silniejszą zależność między oceną prawdopodobieństwa i znakiem konsekwencji niż między oceną prawdopodobieństwa i ich wielkością. Jednak Paul Slovic (1966) stwierdził wyraźną zależność między wartością i oceną prawdopodobieństwa oraz duże różnice indywidualne w odniesieniu do pesymizmu – optymizmu przewidywań. Uzyskał więc wyniki niezgodne z hipotezą nieciągłości.

2.3. Wagi konfiguralne

Taki wynik eksperymentalny pozostaje w oczywistej sprzeczności z przyjmowaną niezależnością ocen wartości i szans na ich realizację. Kolejne próby wyjaśnienia tego zjawiska sprowadzają się do wprowadzenia wag konfiguralnych. Sama idea wag konfiguralnych była po raz pierwszy wprowadzona przez Edwardsa (1962). Idea Edwardsa, odwoująca się do porównawczego charakteru ocen, była dalej rozwijana przez Shantau (1974) i Lyncha (1979), którzy stwierdzili, że wyniki ekstremalne i negatywne uzyskują większe wagi niż wyniki, które znajdują się w środku rozkładu i są neutralne. Na podstawie tych ustaleń, autorzy twierdzą, że ludzie ważą możliwe do uzyskania wyniki w zależności od tego, jaka jest ich pozycja w całym rozkładzie wyników.

W latach 80. Quiggin (1982) doszedł do wniosku, że jeśli ocena prawdopodobieństwa (waga) określonego wyniku zależy od jego pozycji, to nieliniowe transformacje są dokonywane nie na pojedynczych ale na skumulowanych prawdopodobieństwach. Idea Quiggina z pewnymi rozszerzeniami została wprowadzona przez Tversky'ego i Kahnemana (1992) do modelu CPT. Wyjaśnimy to posługując się przykładem. Wyobraźmy sobie zakład, w którym z jednakowym prawdopodobieństwem, równym 0.2, można otrzymać 5 różnych wyników: 10, 20, 30, 40 lub 50 PLN. Przyjmijmy, że najgorszy wynik otrzymuje się z pewnością, a więc jego prawdopodobieństwo wynosi 1 minus łączne prawdopodobieństwo uzyskania lepszego wyniku niż 10 PLN, czyli w tym przypadku 0.8. Rozumowanie to powtarzamy dla wszystkich wyników. Omawiany zakład jest przedstawiony w tabeli 1 na dwa sposoby – tradycyjnie i przy pomocy prawdopodobieństw skumulowanych.

Tabela 1. Wagi decyzyjne przy dwóch różnych zapisach zakładu

Wynik	Wagi przy tradycyjnym zapisie	Wagi dla skumulowanych p
+10	$w(0.2) = \mathbf{0.27}$	$w(1.0) - w(0.8) = 1.00 - 0.65 = \mathbf{0.35}$
+20	$w(0.2) = \mathbf{0.27}$	$w(0.8) - w(0.6) = 0.65 - 0.47 = \mathbf{0.18}$
+30	$w(0.2) = \mathbf{0.27}$	$w(0.6) - w(0.4) = 0.47 - 0.37 = \mathbf{0.10}$
+40	$w(0.2) = \mathbf{0.27}$	$w(0.4) - w(0.2) = 0.37 - 0.27 = \mathbf{0.10}$
+50	$w(0.2) = \mathbf{0.27}$	$w(0.2) - w(0.0) = 0.27 - 0.00 = \mathbf{0.27}$

W tabeli 1 podano wagi dla wyników policzone zgodnie z funkcją w , zaproponowaną przez Tversky'ego i Kahnemana (1992). Ponieważ niskie prawdopodobieństwa są przez ludzi przeceniane, to waga przypisana prawdopodobieństwu 0.2 wynosi 0.27 i jest taka sama dla wszystkich wyników. Inaczej jest jednak przy zapisie, w którym przyjmujemy skumulowane prawdopodobieństwa. Na przykład, aby obliczyć wagę najgorszego wyniku musimy od wagi dla $p=1$ odjąć wagę dla $p=0.8$. Zgodnie z funkcją w , $w(1)=1$ oraz $w(0.8)=0.65$, ponieważ wysokie prawdopodobieństwa są przez ludzi niedoceniane⁵, *etc.* Jak to pokazano w tabeli 1, wagi przypisane pięciu jednakowo prawdopodobnym wynikom są różne w zależności od zajmowanej przez nie pozycji. Tak więc, wynik najgorszy najbardziej „rzuca się nam w oczy” i dlatego ma najwyższą wagę równą 0.35. Następny w kolejności jest wynik najlepszy z wagą równą 0.27.

Tversky i Kahneman (1992) zwracają uwagę, że prawdopodobieństwa wyników są wazone nie tylko ze względu na ich położenie wobec innych wyników, ale także w zależności od ich znaku. W modelu CPT, przyjmuje się, że ludzie dzielą alternatywę na dwie części. Pierwsza odnosi się do zysków (X^+) i druga – do strat (X^-). Każda część jest oceniana oddzielnie, ale w zgodzie z przedstawionym wcześniej myśleniem Quiggina. Różnica polega na tym, że Quiggin rozpoczyna kalkulację przy założeniu, że najgorszy wynik jest pewny, tymczasem Tversky i Kahneman (1992) za punkt wyjścia przymują wynik najbliższy *status quo*.

⁵ Por. wklęsły segment krzywej pod linią prostą, rycina 1.

2.4. Optymistyczne i pesymistyczne wagi w teorii skumulowanej perspektywy

Założenie przyjęte przez Tversky'ego i Kahnemana (1992) o różnym wazieniu zysków i strat powoduje, że optymizm i pesymizm wyraża się inaczej dla wyników pozytywnych i negatywnych. W przypadku zysków, optymizm oznacza przypisywanie wyższych wag większym zyskom oraz niższych wag – małym zyskom. Pesymizm to przypisywanie niskich wag dużym zyskom i wysokich – małym. Natomiast w odniesieniu do strat, optymizm oznacza przykładanie większej wagi do wyników, które mają wyższe rangi w negatywnym rozkładzie wyników, czyli do małych strat. Odwrotnie, pesymizm oznacza przykładanie większej wagi do wyników, które mają niskie rangi w rozkładzie wyników negatywnych, tj. do dużych strat.

EKSPERYMENT 1⁶

1. Cele badania

Podstawowym celem badania była odpowiedź na pytanie, czy wagi konfiguralne wyjaśniają optymizm przewidywań, czyli przecenianie prawdopodobieństwa dobrych i niedocenywanie prawdopodobieństwa złych wyników. W badaniu sprawdzano na ile formułowane przez ludzi oceny prawdopodobieństwa uzyskania najlepszego i najgorszego wyniku są zgodne z wagami decyzyjnymi tych wyników, obliczonymi zgodnie z modelem CPT.

2. Przebieg badania

2.1. Osoby badane

W eksperymencie wzięło udział 133 studentów psychologii, 113 kobiet i 17 mężczyzn.

2.2. Schemat badania

Najpierw badanym przedstawiano ogólny opis sytuacji. Badanych informowano, że władze szkoły ogłosiły konkurs dla studentów na najlepszą pracę badawczą. W konkursie wzięło udział **100 studentów**. Badanego proszo-

⁶Oba prezentowane eksperymenty przeprowadzono przy współudziale Tatiany Klonowicz.

no, żeby założył, że jest jednym z uczestników konkursu. Autorzy najlepszych prac otrzymają nagrody przygotowane przez rektora. Następnie przedstawiano im szczegółowe opisy 16 sytuacji, które zawierały dokładne informacje nt. liczby i wielkości nagród w konkursie.

2.3. Prezentowane sytuacje i zadanie badanego

Wielkość i liczba nagród w każdej z 16 sytuacji są przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Wielkość i liczba nagród w konkursie, w którym bierze udział 100 studentów

NAGRODA	LICZBA NAGRÓD W DANEJ SYTUACJI															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
A – zwolnienie z czesnego za 1 rok	1					5			1				1			
B – zwolnienie z 2 rat	10	10	1			20	5		5				0	1	6	
C – zwolnienie z 1 raty	20	20	10	10	1	30	30	5	10	20			0	15	10	16
D – podręcznik akademicki o wartości 250 zł	30	30	10	20	10	0	20	30	20	30	20	10	10	20	20	20
E – bon książkowy o wartości 50 zł	0	0	30	30	20	0	0	20	20	0	30	20	20	20	20	20
NIC	39	40	49	40	69	45	45	45	44	50	50	70	69	44	44	44
Łączna liczba nagród	61	60	51	60	31	55	55	55	56	50	50	30	31	56	56	56

Uczestnicy eksperymentu odpowiadali na pytanie jak oceniają w procentach swoje szanse na uzyskanie głównej nagrody oraz na to, że nie uzyskają żadnej nagrody.

2.4. Kontrola uprzednich doświadczeń w podobnej sytuacji – pomiar rzeczywistych osiągnięć akademickich

Ponieważ opisana wyżej sytuacja – konkurs na najlepszą pracę badawczą – ma charakter sprawnościowy, to przewidywania studentów mogą być zależne od ich uprzednich doświadczeń w podobnej sytuacji. Dlatego też kon-

trołowano rzeczywiste osiągnięcia akademickie badanych studentów. Studenci podawali swoje najlepsze i najgorsze oceny uzyskane w trakcie bieżącego roku akademickiego. Dla każdego studenta obliczono średnią z tych dwóch ocen. W badanej populacji średnia wynosiła 4.25 i odchylenie standardowe było równe 0.5. Na tej podstawie wyodrębniono dwie równoliczne grupy (po około 20% badanych) – dobrych studentów, czyli osób, dla których taka średnia była wyższa niż 4.75, oraz złych studentów, czyli osób, dla których taka średnia była niższa od 3.75.

3. Wyniki

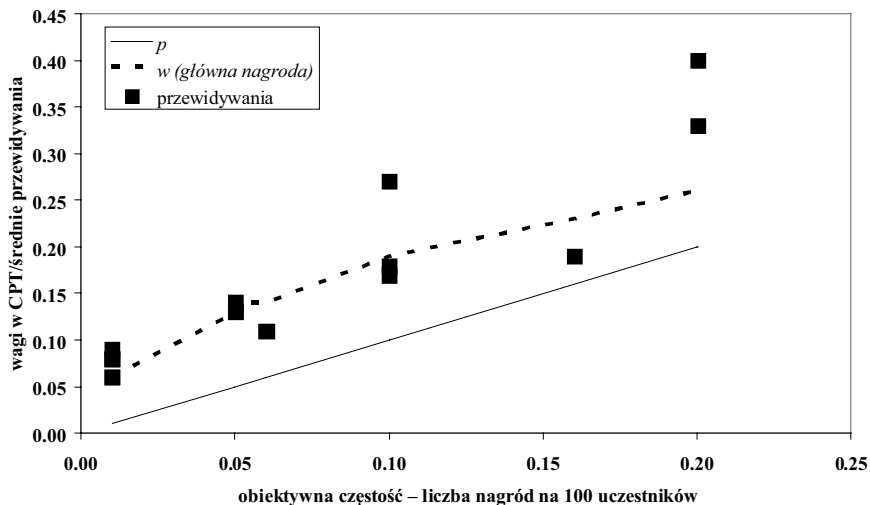
3.1. Ocena własnych szans na uzyskanie głównej nagrody

Zależności ogólne. Na wykresie 1a przewidywania badanych nt. uzyskania głównej nagrody w konkursie (obiektywnie rzadkie zdarzenie) przedstawiono jako funkcję obiektywnej częstości tych zdarzeń. W oparciu o wykres 1a można stwierdzić, że badani przeceniali szanse na uzyskanie głównej nagrody. Obserwacja ta jest jednak zgodna z przewidywaniami, które wynikają z modelu CPT: (1) zgodnie z opisaną wcześniej funkcją ważonego prawdopodobieństwa niskie prawdopodobieństwa powinny być przeceniane (por. ryc. 1) oraz (2) zgodnie z ideą wag konfiguralnych, wagi przypisywane wynikom ekstremalnych są powiększane (por. tabela 1). Dlatego też krzywa w na Wykresie 1a, reprezentująca wagi dla uzyskania głównej nagrody, obliczone zgodnie z modelem CPT, jest położona powyżej prostej, która stanowi liniowe odzwierciedlenie obiektywnej częstości (p) tej nagrody – por. wykres 1a.

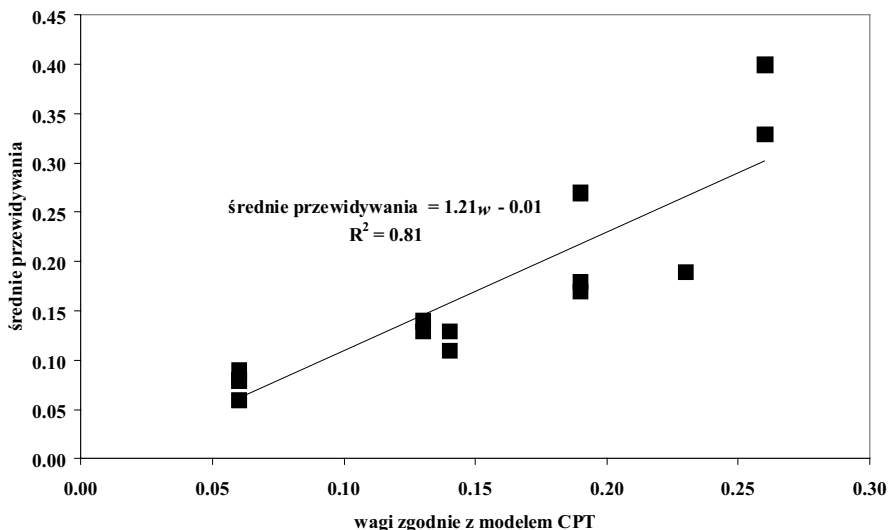
W oparciu o wykres 1a można sądzić, że wagi decyzyjne z modelu CPT są dobrym przybliżeniem przewidywań badanych. Obserwacja ta została potwierdzona na podstawie rozwiązania uzyskanego w regresji liniowej, gdzie przewidywania badanych są funkcją wag w modelu CPT (por. wykres 1b).

Wpływ uprzednich doświadczeń. W sytuacji sprawnościowej uzasadnione są różnice indywidualne w przewidywaniach w zależności od uprzednich doświadczeń w podobnej sytuacji. Na wykresie 1c przedstawiono średnie przewidywania dobrych i złych studentów nt. ich szans na uzyskanie głównej nagrody jako funkcję jej obiektywnej częstości.

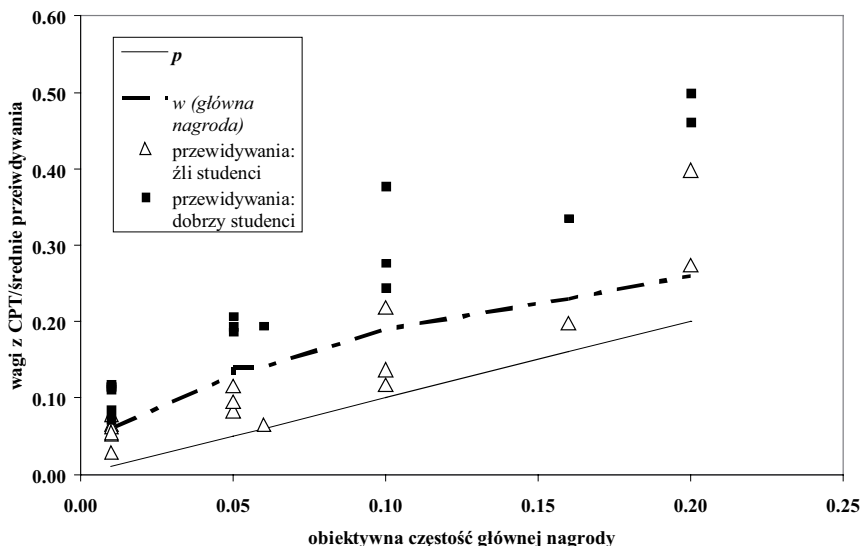
Wykres 1a. Przewidywania nt. uzyskania głównej nagrody jako funkcja jej obiektywnej częstotści



Wykres 1b. Przewidywania nt. uzyskania głównej nagrody jako funkcja wag w modelu CPT



Wykres 1c. Przewidywania dobrych i złych studentów nt. uzyskania głównej nagrody



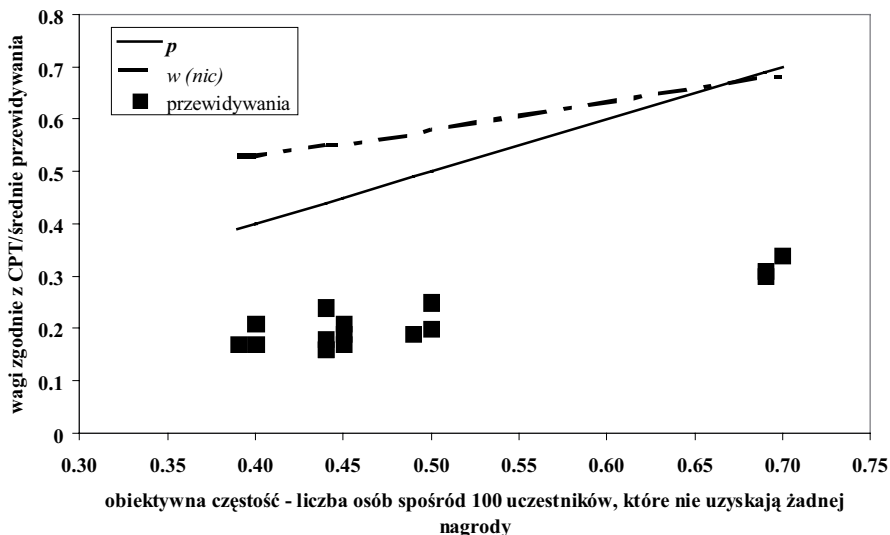
Zgodnie z oczekiwaniami, analiza wariancji z jednym czynnikiem międzyobiektywnym (ocena – 3 poziomy) pozwoliła stwierdzić, że przewidywania dobrych studentów były bardziej optymistyczne niż złych studentów ($F_{(16,113)}=1.88$; $p=0.004$). Jednocześnie jak widać z wykresu 1c, średnie oceny dla dobrych studentów są nieco wyższe, a dla złych studentów nieco niższe niż wagi zgodne z modelem CPT. Jednak w obu przypadkach wagi w modelu CPT są dobrym przybliżeniem przewidywań badanych ($R^2 = 0.91$ i 0.75 , odpowiednio dla dobrych i złych studentów).

Podsumowując, można stwierdzić, że przewidywania badanych nt. uzyskania głównej nagrody są zgodne z funkcją w i z założeniami nt. wag konfiguralnych, przyjmowanymi w modelu CPT.

3.2. Ocena własnych szans na to, że nie uzyska się żadnej nagrody

Zależności ogólne. W sytuacji konkursu najgorszy wynik to brak nagrody. Przewidywania badanych nt. najgorszego wyniku jako funkcja obiektywnej częstości tego zdarzenia są przedstawione na wykresie 2a.

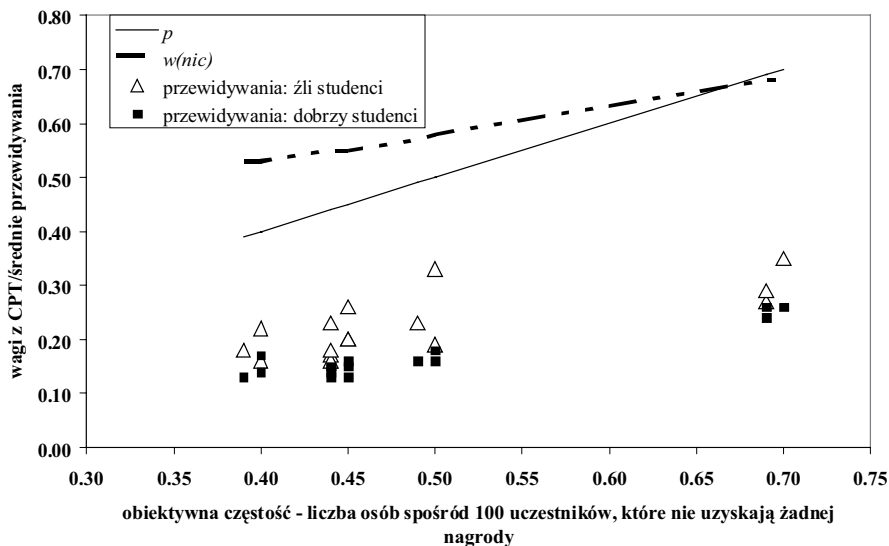
Wykres 2a. Przewidywania nt. najgorszego wyniku jako funkcja jego obiektywnej częstości



Z wykresu 2a wynika, że badani niedoceniaли prawdopodobieństwa najgorszego wyniku. Tymczasem zgodnie z modelem CPT powinni je przeceniać, ponieważ niezależnie od tego, że z opisanej wcześniej funkcji w wynika niedoceniecie przez ludzi średnich i wysokich prawdopodobieństw, to zgodnie z ideą wag konfiguralnych, wagi przypisywane wynikom ekstremalnym i negatywnym są przeceniane. Dlatego też krzywa w na wykresie 2a, reprezentująca wagi dla najgorszego wyniku, obliczone zgodnie z modelem CPT, jest położona powyżej prostej, która stanowi liniowe odzwierciedlenie obiektywnej częstości (p). Jednak średnie przewidywania badanych są znacznie poniżej tej prostej, z czego wynika, że badani niedoceniaли prawdopodobieństwa najgorszego wyniku.

Wpływ uprzednich doświadczeń. Prawdopodobieństwo najgorszego wyniku było niedoceniane zarówno przez dobrych, jak i przez złych studentów, dla których średnie przewidywania nie różniły się w sposób istotny statystycznie ($F_{(16, 113)} = 1.26, p = .174$). Ilustruje to wykres 2b.

Wykres 2b. Przewidywania dobrych i złych studentów nt. najgorszego wyniku



Podsumowując, można stwierdzić, że badani oceniali prawdopodobieństwo uzyskania głównej nagrody zgodnie z przewidywaniami modelu CPT. Jednak, niezgodnie z tym modelem, zaniżali prawdopodobieństwo uzyskania najgorszego wyniku. Trzeba jednak zauważyć, że ze względu na specyfikę sytuacji, które były wykorzystane jako bodźce w eksperymencie – konkurs, zdarzenia pozytywne (nagrody) były zawsze rzadkie, natomiast zdarzenie neutralne (brak wygranej) było częstsze. To ograniczenie nie pozwala rostrzygnąć jednoznacznie czy obserwowana w badaniu tendencja niedoceniańa prawdopodobieństwa złych wyników ma charakter ogólny. Dlatego też przeprowadzono kolejny eksperyment, w którym wyrównane były prawdopodobieństwa wyników pozytywnych i negatywnych.

EKSPERYMENT 2

1. Cele badania

Celem eksperymentu było sprawdzenie ogólności wyniku uzyskanego w poprzednim eksperymencie, że ludzie niezgodnie z przewidywaniami modelu CPT niedoceniają najgorszego wyniku. Zgodnie z założeniami przyjmowanymi w tym modelu, prawdopodobieństwo wyników negatywnych jest ważone wyżej niż takie samo prawdopodobieństwo wyników pozytywnych. W związku z tym w eksperymencie sprawdzano akceptację loterii, które miały takie samo prawdopodobieństwo wypłat pozytywnych i negatywnych. Przy czym subiektywna wartość (użyteczność) wygranych i przegranych była też mniej więcej taka sama. Zgodnie z modelem CPT, takie gry powinny być odrzucane przez większość ludzi, ponieważ przypisywanie wyższych wag wynikom negatywnym decyduje o tym, że globalna ocena atrakcyjności tych gier jest ujemna. Jeśli jednak prawdziwy jest wynik uzyskany w poprzednim eksperymencie, to nie ma powodu, aby ludzie odrzucali takie loterie, ponieważ ocena ich globalnej atrakcyjności może nie być ujemna. W szczególności, osoby, które cechuje (dyspozycyjny) optymizm mogą akceptować takie gry. Przewidywania te weryfikowano w opisanym niżej badaniu.

2. Przebieg badania

2.1. Osoby badane

W eksperymencie wzięło udział 284 studentów psychologii, w tym 199 kobiet i 67 mężczyzn (dla 10 osób wystąpił brak danych).

2.2. Schemat badania

Najpierw badanym przedstawiano ogólny opis sytuacji – gry: *Przypuśćmy, że bierzesz udział w grze, podobnej do Toto Lotka. W urnie znajduje się 100 kul w różnych kolorach. Wylosowanie kuli w określonym kolorze oznacza albo wygraną, albo przegraną określonej sumy pieniędzy. Kulę losuje się tylko jeden raz. Niżej opisanych jest kilka takich gier, które różnią się wielkością wygranych i przegranych oraz liczbą kul w urnie, przypisanych do tych wypłat.*

Następnie przedstawiano im szczegółowe opisy 10 gier 5- lub 3-wynikowych⁷. Opisy te zawierały dokładne informacje nt. liczby kul w określonym kolorze i wielkości wypłat w przypadku wylosowania takiej kuli. Zadaniem badanego była odpowiedź na pytanie, czy zagrałby w daną grę.

2.3. Prezentowane sytuacje

Gry były skonstruowane w taki sposób, że wielkość wygranej była dwa razy wyższa niż wielkość przegranej, co zgodnie z funkcją użyteczności przyjmowaną w modelu CPT prowadzi do zrównoważenia subiektywnej wartości obu wypłat. Jednocześnie skumulowane prawdopodobieństwa wygrania i przegrania były sobie równe. Wielkość i liczba nagród w każdej z 16 sytuacji, atrakcyjność tych sytuacji policzona zgodnie z modelem CPT oraz frakcja osób, które chciałyby podjąć daną grę są przedstawione w tabeli 3.

Tabela 3. Wielkość i prawdopodobieństwo wypłat w 10 grach oraz ich akceptacja

$p(w_1=+5000)$	$p(w_2=+500)$	$p(0)$	$p(s_1=-250)$	$p(s_2=-2500)$	CPT	Frakcja osób, które akceptowały daną grę	Test dwumianowy p
0.05	0.05	0.80	0.05	0.05	-12	0.53	0.263
0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	-109	0.56	0.060
0.40	0.05	0.10	0.05	0.40	-199	0.44	0.072
0.10	0.20	0.40	0.20	0.10	-54	0.46	0.229
0.10	0.10	0.60	0.10	0.10	-47	0.47	0.434
0.05	0.40	0.40	0.40	0.05	-36	0.46	0.229
0.33		0.34		0.33	-163	0.40	0.001
0.45		0.10		0.45	-219	0.33	0.000
$p(w_1=+50)$				$p(s_2=-250)$			
0.33		0.34		0.33	-21	0.37	0.000
0.45		0.10		0.45	-29	0.44	0.000

⁶ Ponieważ w eksperymencie analizowano także inne hipotezy, które nie są przedmiotem tego artykułu, to badaniem prezentowano 36 gier. W tym artykule analizowane są jednak tylko wyniki dla 10 gier „symetrycznych”.

2.4. Pomiar różnic indywidualnych w zakresie dyspozycyjnego optymizmu

Do diagnozy dyspozycyjnego optymizmu wykorzystano Test Orientacji Życiowej LOT-R (Scheier, Carver i Bridges, 1994; polska adaptacja Juczyńskiego, 2001). LOT-R składa się z 10 pozycji, z których 6 to pozycje diagnostyczne, sformułowane tak pozytywnie (3 pozycje), jak i negatywnie (3 pozycje). Odpowiedzi są udzielane na skalach pięciostopniowych, od „zdecydowanie mnie nie dotyczy” (0) do „zdecydowanie mnie dotyczy” (5).

Analiza czynnikowa metodą głównych składowych z rotacją Varimax pozwoliła zidentyfikować dwuczynnikową strukturę LOT-R (por. Robinson-Whelam, Kim, MacCallum i Kiecolt-Glaser, 1997; Scheier i wsp., 1994; Juczyński, 2001). Oba czynniki miały wartości własne powyżej 1,5 i obejmowały pozycje o ładunkach $\geq 0,60$. Czynniki I to Optymizm (2 pozycje), wyjaśniający 28,7% wariacji. Czynniki II to Pesymizm (2 pozycje), wyjaśniający 26,4% wariacji. Współczynniki alfa Cronbacha wynosiły 0,63 i 0,73, odpowiednio dla skali optymizmu i pesymizmu. Wyższy wynik w danej skali oznaczał wyższą tendencję do formułowania przez jednostkę bardziej pozytywnych (optymizm) lub bardziej negatywnych (pesymizm) uogólnionych oczekiwań.

W dalszej analizie porównania dotyczą grup optymistów i pesymistów, wyodrębnionych w następujący sposób: (1) dla każdej skali wyodrębniono badanych, którzy uzyskali wynik wyższy o jedno odchylenie standardowe od średniej (optymizm: wynik $> 2,92 + 0,79$, $N=44$ oraz pesymizm: wynik $> 2,45 + 0,88$, $N=49$), (2) następnie z analiz wykluczono tych badanych, którzy uzyskali taki wynik w obu skalach ($n=14$), (3) w ten sposób uzyskano dwie grupy: „optymiści”, czyli osoby z wysokim wynikiem na skali optymizmu i z niskim na skali pesymizmu ($N=30$), oraz „pesymiści”, czyli osoby z wysokim wynikiem na skali pesymizmu i niskim na skali optymizmu ($N=35$).

3. Wyniki

3.1. Akceptacja gier z jednakowymi prawdopodobieństwami i symetrycznymi wypłatami pozytywnymi i negatywnymi

W oparciu o dane w tabeli 3 można stwierdzić, że gry 5-wynikowe były akceptowane mniej więcej przez połowę badanych. Na podstawie testu dwu-

mianowego nie można odrzucić hipotezy zerowej o równolicznym rozkładzie odpowiedzi „tak” i „nie” (por. tabela 3). Wynik ten jest niezgodny z przeidywaniami modelu CPT, zgodnie z którym wszystkie te gry są nieatrakcyjne (ujemna wartość CPT w tabeli 3), co wynika z przeważania prawdopodobieństwa wyników negatywnych w stosunku do wyników pozytywnych, wtedy kiedy prawdopodobieństwa takie są jednakowe. Większość badanych odrzucała gry 3-wynikowe (por. tabela 3). Jednak nadal stosunkowo liczna frakcja badanych (między 40 a 33%) akceptowała te gry, mimo, że zgodnie z modelem CPT są one nieatrakcyjne.

Ponieważ użyteczność wypłat pozytywnych i negatywnych była mniej więcej taka sama, to stosunkowo wysoka akceptacja prezentowanych gier zdaje się potwierdzać wcześniejsze przypuszczenia, że – inaczej, niż się to przyjmuje w CPT – ludzie niedoceniają prawdopodobieństwa negatywnych wyników, co w konsekwencji może wyjaśniać obserwowany we wcześniejszych badaniach optymizm przewidywań. Jeśli tak, to akceptacja tego typu gier powinna być wyższa u osób, które cechuje dyspozycyjny optymizm.

3.2. Akceptacja gier symetrycznych przez optymistów i pesymistów

W celu sprawdzenia, czy rzeczywiście optymiści częściej akceptowali prezentowane gry przeprowadzono analizy loglinearne, oddzielnie dla gier 5 i 3-wynikowych. Wyniki tych analiz są przedstwione w tabelach 4–5.

Tabela 4. Częstość akceptacji gier 5-wynikowych przez optymistów i pesymistów

DYSPOZYCYJNY OPTYMIZM	AKCEPTACJA	
	TAK	NIE
OPTYMIŚCI	93	82
PESYMIŚCI	67	137
AKCEPTACJA * OPTYMIZM	df=1, zmiana LR chi_kw= 15.91, p=. 0001	

Tabela 5. Częstość akceptacji gier 3-wynikowych przez optymistów i pesymistów

DYSPOZYCYJNY OPTYZMIZM	AKCEPTACJA	
	TAK	NIE
OPTYMIŚCI	33	87
PESYMIŚCI	28	103
AKCEPTACJA * OPTYZMIZM	df=1, zmiana LR chi_kw= 1.28, p=. 26	

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że optymiści częściej niż pesymiści akceptowali loterie 5-wynikowe z równie prawdopodobnymi i symetrycznymi (psychologicznie) wypłatami pozytywnymi i negatywnymi. W przypadku gier 3-wynikowych różnice w akceptacji między optymistami i pesymistami nie były istotne statystycznie.

Podsumowanie wyników

W opisanych wyżej eksperymentach stwierdzono, że badani oceniali prawdopodobieństwo najlepszego wyniku zgodnie z przewidywaniami modelu CPT. Takiej zgodności nie zaobserwowano dla ocen prawdopodobieństwa najgorszego wyniku (Eksperyment 1). Co więcej akceptacja gier z jednakowym prawdopodobieństwem wyników pozytywnych i negatywnych wskazuje, że inaczej, niż się to zakłada w modelu CPT, ludzie nie przypisują wynikom negatywnym wyższych wag decyzyjnych niż wynikom pozytywnym (Eksperyment 2).

Uzyskane w badaniu wyniki mogą częściowo tłumaczyć optymizm przewidywań. W szczególności, jeśli weźmie się pod uwagę, że w późniejszych badaniach prowadzonych w latach 70. stwierdzono, że optymizm dotyczący możliwości uniknięcia stanów negatywnych był silniejszy niż optymizm dotyczący możliwości osiągnięcia stanów pożądanых. Na przykład, w Polsce nierealistyczny optymizm w stosunku do zdarzeń pożądanых często w ogóle się w badaniach nie pojawia.

Inny nasuwający się z tych badań wniosek dotyczy niezależności ocen wartości i szans. Gdyby wagi konfiguralne opisywały dobrze sposób, w jaki ludzie ważą prawdopodobieństwo, założenie to mogłoby być prawdziwe, niezależnie od obserwowanego optymizmu przewidywań. Jednak zaobserwowana w obu eksperymentach niezgodność między przewidywaniami modelu CPT a ocenami lub wyborami ludzi, kwestionuje takie wyjaśnienie optymizmu i utrzymuje w mocy wielokrotnie sygnalizowane wątpliwości nt. trafności deskryptywnej modeli, które wywodzą się z teorii EU.

LITERATURA

- Allais, M. A. (1954/1979). The foundation of a positive theory of choice involving risk and a criticism of the postulates and axioms of the American School. W: M. A. Allais i O. Hagen (red.), *Expected utility hypothesis and the Allais paradox*. Dordrecht, The Netherlands: Reidel.
- Badad E. (1987). *Wishful thinking and objectivity among sports fans*. Social behavior: An International Journal of Applied Social Psychology, 4, 231–40.
- Badad E. i Katz Y. (1991). *Wishful thinking effect*. Applied Social Psychology, 21, 1921–1938.
- Bernoulli, D. (1954). Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Econometrica*, 22, 23–26.
- Cohen B. i Wallsten T. S. (1992). The effect of constant outcome value on judgments and decision making given linguistic probabilities. *Journal of Behavioral Decision Making*, 5, 53–72.
- Crandall V. J., Solomon D. i Kellaway R. (1955). Expectancy statement and decision times as functions of objective probabilities and reinforcement values. *Journal of Personality*, 24, 192–203.
- Edwards, W. (1962). Subjective probabilities inferred from decisions. *Psychological Review*, 69, 109–135.
- Edwards, W. (1954). The theory of decision making. *Psychological Bulletin*, 51, 380–417.
- Feather N. T. (1966). Subjective probability and decision under uncertainty, W: J. W. Atkinson, N. T. Feather (Red.). *A theory of achievement motivation* (s. 26–54). New York: John Willey & Sons.

- Fischer I. i Budescu D. V. (1994). Desirability and hindsight biases in predicting results of a multi-party election. W: J. P. Caverni., M. Bar-Hillel, H. Baron i H. Jungerman (Red.), *Contributions to Decision Research* (s. 185–203). Amsterdam, Elsevier Science Publishers BV,.
- Fishbein M. i Ajzen I. (1975). *Belief, attitude, intention and behavior.: An introduction to theory and research*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Granberg D. i Brent E. (1983). When prophecy bends: The preference-expectation link in US presidential elections. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 363–368.
- Harris, P. i Middleton, W. (1994). The illusion of control and optimism about health: On being less at risk but no more in control than others. *British Journal of Social Psychology*, 33, 369–386.
- Hogarth R. M. (1987). *Judgment and Choice*, New York: Wiley, 1987.
- Irwin, F. W. (1953). Stated expectations as functions of probability and desirability of outcomes. *Journal of Personality*, 21, 329–335.
- Juczyński Z., (2001). *Narzędzia pomiaru w promocji i psychologii zdrowia*, PTP, Warszawa.
- Kahneman, D. i Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263–291.
- Lopes L. L. (1990). Re-modeling risk aversion: A comparison of Bernoullian and rank dependent value approaches. W: G. M. von Fierstenberg (ed.). *Acting under uncertainty: Multidisciplinary conceptions*, Boston: Kluwer, 267–299.
- Lynch, J. G. (1979). Why additive utility models fail as descriptions of choice behavior. *Journal of Experimental Social Psychology*, 15, 397–417.
- Marks, R. W. (1951). The effect of probability, desirability and ‘privilege’ on the stated expectations of children. *Journal of Personality*, 19, 332–351.
- Pruit D. G. i Hoge R. D. (1965). Strength of the relationship between the value of and event and its subjective probability as a function of method of measurement. *Journal of Experimental Psychology*, 69, 483–489.
- Pyszczynski, T. (1982). Cognitive strategies for coping with uncertain outcomes. *Journal of Research in Personality*, 16, 386–399
- Quiggin, J. (1982). A theory of anticipated utility. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3, 324–345.
- Robinson-Whelen, S., Kim, C., MacCallum, R. C., Kieclot-Glaser, J. K. (1997). Distinguishing optimism from pessimism in older adults: Is it more important to be optimistic or not to be pessimistic? *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 755–765.

- Shantau, J. (1974). Component process in risky decision making. *Journal of Experimental Psychology*, 103, 680–691.
- Slovic P. (1966). Value as determiner of subjective probability. *IEEE Transactions on Human Factors in Electronics*, 7, 22–28.
- Tversky, A. i Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297–323.
- Tversky A., Kahneman D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science*, 211, 453–458.
- Scheier M. F., Carver C. S., i Bridges M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test. Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1063–1078..
- Vroom V. H. (1964). Work and motivation. *New York: John Wiley*.
- Weinstein, N. D. (1980). Unrealistic optimism about future life events. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 806–820.
- Yates F. J., Cole L. G. i Rodgers W. (1989). Value biasing in probability judgment. *Referat wygłoszony na: Annual Meeting of the Psychonomic Society, Atlanta, USA*.

Joanna Sokolowska

Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Warszawa

OPTIMISM/PESIMISM AND THE PROBABILITY WEIGHTING FUNCTION

S u m m a r y

The main question of the presented experiments has been whether the probability weighting function (Kahneman, Tversky, 1979) and configural weighting incorporated in the CPT model (Tversky & Kahneman, 1992) can account for the overweighting of positive outcomes and underweighting of negative outcomes, the phenomena first observed in the 50-ties (Irwin, 1953; Marks, 1951; – Marks-Irwin effect) and called unrealistic optimism in the current literature.

In Experiment 1, carried out with 133 students, the relations between expectations of success, weights attributed to positive and 0 outcomes and the objective frequency of such outcomes were investigated in a skill situation, i. e.

a competition for the best student paper. It was found that: (1) expectations of success depended strongly on the objective frequency of prizes, (2) the best outcomes were weighted in agreement with predictions of the CPT model, but (3) the same was not true for the worst outcome, i. e. 0. The results, however, could not be easily generalised because the situation was constructed such that no negative outcomes were present and 0 outcome was always the most probable.

To extend studies to lotteries with negative outcomes and wider range of probabilities an additional experiment was carried out. In Experiment 2 284 students made choices between 10 pairs of 5-outcome mixed lotteries. These lotteries were constructed such the absolute utilities (calculated from CPT) of positive and negative outcomes were equal, and positive and negative outcomes had the same probabilities of occurrence. According to CPT, such lotteries should be always rejected. because negative outcomes are weighted more heavily, yielding negative overall CPT values of the lotteries. The results, however, did not support such predictions – the acceptance rate was close to $1/2$. In general, the binominal distribution of acceptance of gambles with negative CPT values might suggest that some people assign optimistic weights to outcomes, i. e. overweight probabilities of positive outcomes and underweight probabilities of negative outcomes. In particular, individual differences in dispositional optimism (measured with the LOT scale) can reinforce such tendency.

key words: optimistic predictions, probability weighting function, configural weighting, dispositional optimism