

# CONJOINT JAKO METODA POMIARU PREFERENCJI ODROZCZONYCH LOTERII – KOMUNIKAT Z BADAŃ<sup>1</sup>

Marcin Czupryna<sup>2</sup>

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Elżbieta Kubińska<sup>3</sup>

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Łukasz Markiewicz<sup>4</sup>

Akademia Leona Koźmińskiego

**Streszczenie:** Głównym celem artykułu jest dyskusja zastosowań metody conjoint do badania preferencji odroczonej loterii. Omówiono jedną z pierwszych teorii z dziedziny psychologii matematycznej: teorię pomiaru łącznego. Następnie przedstawiono wywodzącą się z teorii pomiaru łącznego metodę analizy danych – analizę conjoint, która jest bardzo popularna głównie w badaniach marketingowych. Skupiono się na dwóch wersjach: klasycznej analizie conjoint (ang. Conjoint Value Analysis, CVA) oraz metodzie conjoint opartej na wyborach (ang. Choice-Based Conjoint, CBC). Wyniki badania wskazują, że zmiany w wymiarze prawdopodobieństwa wypłaty determinują wybór silniej niż zmiany w wymiarze odroczenia.

**Słowa kluczowe:** analiza conjoint, teoria pomiaru łącznego, loterie odroczone, dyskontowanie czasu, dyskontowanie prawdopodobieństwa, efekt interakcji.

## CONJOINT ANALYSIS AS A MEASUREMENT METHOD OF PREFERENCES FOR DELAYED LOTTERIES – RESEARCH ANNOUNCEMENT

**Abstract:** The major purpose of the paper is considering the possibility of using conjoint analysis in postponed lotteries research. The role of conjoint

<sup>1</sup> Autorzy mają równy wkład w przygotowanie tekstu. Porządek nazwisk jest alfabetyczny.

<sup>2</sup> Marcin Czupryna, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków; e-mail: czuprynm@uek.krakow.pl

<sup>3</sup> Elżbieta Kubińska, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków; e-mail: kubinska@uek.krakow.pl

<sup>4</sup> Łukasz Markiewicz, Centrum Psychologii Ekonomicznej i Badań Decyzji, Akademia Leona Koźmińskiego, ul. Jagiellońska 57/59, 03-301 Warszawa; e-mail: lmarkiewicz@kozminski.edu.pl

*measurement theory in mathematical psychology is reviewed. Next, the conjoint data analysis method is elaborated; this method is derived from conjoint measurement theory and it is very popular in market research. The focus is on two versions: traditional Conjoint Value Analysis (CVA) and Choice-Based Conjoint (CBC). The results of this research show that changes in the scope of the likelihood of payment, rather than changes in the dimension of deferral, more strongly determine the choices made.*

**Key words:** *conjoint analysis, conjoint measurement theory, postponed lotteries, time discounting, probability discounting, interaction effect.*

## 1. WPROWADZENIE

Psychologia decyzji ma długą tradycję badań zajmujących się dyskontowaniem czasu (czyli subiektywną utratą wartości dobra wraz z upływem czasu) oraz prawdopodobieństwa (zatem subiektywną utratą wartości dobra wraz z malejącym prawdopodobieństwem jego otrzymania). W niniejszym artykule podjęto próbę analizy tych dwóch procesów łącznie za pomocą metody conjoint. W badaniach nad dyskontowaniem czasu prosi się zwykle badanego o wybór pomiędzy pewną wypłatą teraz a większą aczkolwiek odroczoną wypłatą w przyszłości. Zaś w badaniach nad dyskontowaniem prawdopodobieństwa – o wybór pomiędzy pewną wypłatą teraz, a wypłatą większą acz niepewną, również w chwili obecnej. Oba typy badań sugerują, że decydenci zwykle hiperbolicznie dyskontują zarówno czas (Ostaszewski, 1996, 2007) jak i prawdopodobieństwo (Green, Myerson & Ostaszewski, 1999; Myerson, Green, Scott Hanson, Holt & Estle, 2003; Rachlin, Logue, Gibbon & Frankel, 1986; Rachlin, Raineri & Cross, 1991). Niemniej jednak dopiero ostatnie lata przyniosły badania sprawdzające, czy dyskontowanie odroczonych loterii może być opisywane jako złożenie dyskontowania wypłat odroczonych oraz wypłat niepewnych (Białek, Markiewicz & Sawicki, 2015; Ida & Goto, 2009a, 2009b; Sawicki, 2013; J.N. Weatherly, Petros, Jónsdóttir, Derenne & Miller, 2014; Yi, de la Piedad & Bickel, 2006), stawiając przed badanymi zadanie wyboru między niepewnymi loteriami odroczonymi. Tymczasem większość rzeczywistych wyborów życiowych (np. lokowanie kapitału na giełdzie, wybór partnera życiowego) może być opisanych właśnie jako loterie z odroczonymi konsekwencjami, nie zaś jako loterie o natychmiastowych konsekwencjach. Rachlin i współpracownicy (1991) prosili badanych o wybór pomiędzy odroczoną a niepewną kwotą 1000 USD, ustalając w konsekwencji punkty indyferencji pomiędzy odroczeniem a prawdopodobieństwem. Kolejne badania stawiały przed badanymi bardziej skomplikowane wybory – Yi i współpracownicy (2006) prosili ba-

danych o wybór pomiędzy loterią na kwotę  $X$  a loterią odroczoną na kwotę  $Y$ . Tymczasem Keren & Roelofsma (1995) prosili o wybór pomiędzy loteriami różniącymi się wielkością wypłaty i prawdopodobieństwem dla tych samych okresów odroczenia lub pomiędzy różnymi pewnymi wypłatami odroczonymi (loteriami różniącymi się wielkością wypłaty i odroczeniem, ale z prawdopodobieństwem równym 1). Żaden ze stosowanych schematów badawczych nie pozwalał jednak zbadać interakcji pomiędzy czasem a odroczeniem. Być może dyskontowanie czasu jest odmienne dla loterii o różnych prawdopodobieństwach – bądź dyskontowanie prawdopodobieństwa jest odmienne dla różnych okresów odroczenia. Badanie Weatherly i współpracowników (2014) stawia co prawda przed osobą badaną różne loterie odroczone (ta sama wielkość wypłaty, ale różne wielkości odroczenia i prawdopodobieństwa), jednak badany nie dokonuje wyboru między loteriami, lecz ocenia po jednej loterii w każdej turze. W życiu codziennym, a w szczególności w decyzjach ekonomicznych, dominuje wybór pomiędzy różnymi loteriami odroczonymi (wybór akcji na giełdzie odbywa się spośród grupy dostępnych spółek, a zysk zarówno z opcji wybranej, jak i niewybranej, będzie wiadomy dopiero po upływie pewnego okresu odroczenia), nie zaś ocenianie loterii na skali. Tym samym badający interakcje pomiędzy czasem odroczenia i prawdopodobieństwem powinni wykorzystywać metody imitujące sposób podejmowania decyzji w życiu, a nie scenariusz typowy dla eksperymentów laboratoryjnych.

Celem niniejszego artykułu jest zademonstrowanie użyteczności analizy conjoint dla badań nad preferencjami loterii odroczonych wraz z przybliżeniem teorii pomiaru łącznego. Jak argumentuje Huber (2004), analiza conjoint obecny kształt zawdzięcza dwóm ścierającym się podejściom: wyidealizowanemu podejściu psychometrycznemu, które zrodziło teorię pomiaru łącznego, oraz praktycznemu i pragmatycznemu podejściu, które w znaczący sposób wpływa na obecny kształt stosowanej metody. Podejście idealistyczne reprezentowane jest przez psychologów (matematycznych), a podejście praktyczne głównie przez przedstawicieli marketingu.

## 2. CONJOINT – DWA RÓŻNE PODEJŚCIA: W PSYCHOLOGII I W MARKETINGU

Teoria pomiaru łącznego (Krantz, Luce, Suppes & Tversky, 1971; Luce & Tukey, 1964) (ang. *Conjoint Measurement Theory*, CMT) przekonuje, że możemy mierzyć za pomocą abstrakcyjnej miary, jaką jest użyteczność, cechy obiektów inaczej nieporównywalnych dla decydenta. Na przykład ocena z egzaminu maturalnego ucznia uwzględnia ocenę poziomu jego zdolności, jak i ocenę stopnia trudności zadania, zatem dysponując oceną z egzaminu, możemy zmierzyć osobno wpływ różnych poziomów zdolności uczniów, jak i stopni trudności zadania pomimo, że nie oceniamy tych własności bezpośrednio.

Teoria pomiaru łącznego koncentruje się na podaniu aksjomatów niezbędnych dla struktury preferencji, tak aby istniała syntetyczna miara, wyrażona jako liczba rzeczywista określająca wartość/użyteczność danego obiektu indywidualnie dla każdego z decydentów. Miara ta opisuje preferencje, tzn. fakt, że miara jednego obiektu jest większa od drugiego równoważny jest temu, że obiekt pierwszy jest bardziej preferowany od drugiego (użyteczność porządkowa). Istotnym zagadnieniem jest określenie aksjomatów dla struktury preferencji, których spełnienie warunkuje istnienie i szczególną postać określonej funkcji użyteczności determinującej ową miarę. Problematyczna, z punktu widzenia dalszych badań, jest interpretacja tej miary jako tzw. użyteczności kardynalnej – w rozumieniu Debreu (1960) – mierzonej na skali przedziałowej. Teoria pomiaru łącznego zostanie omówiona dokładniej w następnym podrozdziale.

Analiza conjoint<sup>5</sup> (ang. *Conjoint Analysis*, CA), która powszechnie zdomowała się w marketingu, koncentruje się w głównej mierze na określeniu wartości poszczególnych atrybutów danego dobra; najczęściej atrybuty te mogą przyjmować skończoną liczbę wartości. Przykładowo dla jabłka takimi atrybutami mogłyby być: kolor (czerwone, żółte, zielone), smak (słodkie, neutralne, kwaśne), twardość (twarde, miękkie) itd. Celem takiej analizy jest określenie, o ile np. czerwony kolor jabłka zmniejsza (ewentualnie zwiększa) wartość jabłka. Jednoczesność pomiaru, co jest istotą analizy conjoint, wynika z faktu, że preferencje wyraża się wobec konkretnego dobra – naturalne wydaje się pokazanie dwóch jabłek: jednego czerwonego, drugiego żółtego, i pytanie, które się woli. Każda wartość atrybutu kodowana jest jako osobna zmienna. Zarówno udział poszczególnych atrybutów (ich wagi), użyteczności cząstkowe poszczególnych wartości atrybutów, a także ewentualne interakcje pomiędzy poszczególnymi atrybutami są szacowane w sposób statystyczny (np. metoda ANOVA, regresja, programowanie liniowe i ich pochodne).

Stworzona przez psychologów matematycznych teoria pomiaru łącznego (CMT) nie zyskała dużej popularności w psychologii, zarówno ze względu na znaczny stopień matematycznego skomplikowania (Cliff, 1992) jak i częsty brak spełnienia aksjomatów (Huber, 2004). Jednak teoria ta, reprezentująca podejście psychometryczne, stworzyła podwaliny pod dalszy rozwój technik statystycznych do skalowania preferencji, wspomnianej wcześniej analizy conjoint (CA). Metody te zostały po raz pierwszy zastosowane w badaniu marketingowym (P. E. Green & Rao, 1971) i od tego czasu sukcesywnie zdobywają popularność w świecie marketingu, gdzie stosuje się je głównie do wyodrębnienia kluczowych cech produktu, określenia ich znaczenia dla całościowej oceny produktu i zaprojektowania „produktu optymal-

<sup>5</sup> Ze względu na wielość tłumaczeń angielskiej nazwy metody *conjoint analysis* pozostajemy przy nazwie analiza conjoint (podobnie jak Bąk, 2013b, s. 48).

nego”<sup>6</sup> (Penconek, 2001; Wąsowicz-Kiryło, 1994; Wąsowicz-Kiryło & Styśko-Kunkowska, 2011). Ważnym czynnikiem wpływającym na popularność metody, była cecha – zgodna z regułą kompensacji (Tyszka, 2010) – zmuszająca osoby badane do dokonywania porównań i rezygnacji z wysokiego poziomu pewnych pozytywnych cech na rzecz podwyższenia poziomu innej pozytywnej cechy. Równie istotna dla popularności metody okazała się możliwość rezygnacji ze skal prezentowanych respondentowi w trakcie oceny, na rzecz wnioskowania z jego wyborów – dychotomicznych czy też tych wynikających z rangowania produktów. Metody analizy conjoint okazały się również niezwykle przydatne w przewidywaniu rzeczywistych działań konsumentów, a co więcej – dzięki skomputeryzowaniu metody zwiększyła się jej dostępność. W chwili obecnej realizacja badania i analizy danych możliwa jest zarówno z wykorzystaniem dedykowanych produktów, np. Sawtooth Software (Orme, 2010), z użyciem popularnych pakietów statystycznych: SPSS (Walesiak & Bąk, 2000) czy też SAS, jak i za pomocą języka programowania R z gotowymi skryptami udostępnionymi w publikacjach (Bąk, 2013a, 2013b).

Metoda conjoint bezsprzecznie cieszy się o wiele większą popularnością w marketingu niż w psychologii. Warto jednak przytoczyć przykład zastosowania metody conjoint w psychologii, jakim jest model Rascha (Rasch, 1960; Perline, Wright & Wainer 1979, Karabatsos, 2001). Model ten ma charakter stochastyczny, określa się w nim prawdopodobieństwo udzielenia poprawnej odpowiedzi na zadanie w oparciu o addytywną kombinację takich czynników, jak: poziom wiedzy ucznia, stopień trudności zadań egzaminacyjnych. Skalowanie Rascha, opierające się na logitowej transformacji sumy punktów z egzaminu, pozwala uzyskać obiektywne oceny zarówno trudności zadań egzaminacyjnych, jak i poziomu wiedzy ucznia.

## 2.1. Teoria pomiaru łącznego

Metoda conjoint ma swoje źródło w psychologii decyzji, w aksjomatycznej teorii pomiaru łącznego (CMT)<sup>7</sup>. Teoria ta została po raz pierwszy opisana przez psychologa i jednocześnie matematyka Roberta Duncana Luce’a oraz statystyka Johna Tukeya w inauguracyjnym numerze „Journal of Mathematical Psychology” (Luce & Tukey, 1964). Teoria pomiaru łącznego umożliwia przedstawianie preferencji jednostki na skali przedziałowej, a tym samym porównywanie preferencji decydenta i mówienie o obserwowanych różnicach. Dotychczasowe metody badań posługiwały się skalą porządkową – badany mógł powiedzieć np., że bardziej lubi dobro A od dobra B, nie

<sup>6</sup> Możliwe jest oczywiście szerokie rozumienie produktu – w badaniach dotyczących wymiaru sprawiedliwości wyrok może być traktowany jako całościowa ocena produktu, jakim jest czyn karany określony poszczególnymi parametrami (premedytacja, obrażenia ciała poszkodowanego itd.) (Markiewicz, 2012; Markiewicz & Markiewicz-Żuchowska, 2012).

<sup>7</sup> W polskiej nomenklaturze metoda ta bywa również nazwana addytywnym pomiarem łącznym.

mógł natomiast precyzyjnie wyskalować w jednostkach skali przedziałowej różnicy w preferencjach między poszczególnymi parami dóbr. Tymczasem nowa proponowana metoda pozwalała z wyborów na skali porządkowej przejść na prezentację użyteczności na skali przedziałowej.

Klasyczne przykłady obiektów w teorii pomiaru łącznego to wiązki towarów – np. zestawy dóbr występujące w różnych ilościach, zestawy możliwych temperatur i wilgotności powietrza (Nowakowska, 1975). W dalszych rozważaniach będziemy posługiwać się przykładem związanym z decyzjami inwestycyjnymi, który można również interpretować jako wybór odroczonej loterii. Oznaczmy symbolami  $a_1, a_2, \dots$  elementy zbioru  $A$ , analogicznie symbolami  $x_1, x_2, \dots$  elementy zbioru  $X$ . Relację  $\succsim$  zdefiniowaną na iloczynie kartezjańskim  $A \times X$ , czyli na obiektach  $(a_p, x_j)$  nazywamy relacją preferencji:  $(a_p, x_j) \succsim (a_p, x_k)$ . Zgodnie z teorią portfelową Markowitza (1952) inwestorzy oceniają inwestycje w kontekście oczekiwanej stopy zwrotu oraz ryzyka. Poziom oczekiwanej stopy zwrotu oznaczmy przez  $a_p$ , a odchylenie standardowe historycznych stóp zwrotu będące miarą ryzyka oznaczmy przez  $x_j$ . Oczekiwana stopa zwrotu jest parametrem pożądanym – im większa wartość liczbowa, tym większa satysfakcja inwestorów przy niezmienionym poziomie ryzyka, natomiast ryzyko jest parametrem niepożądanym – inwestorzy preferują portfele o mniejszym ryzyku przy takiej samej oczekiwanej stopie zwrotu. Preferencja  $(a_p, x_j) \succsim (a_p, x_k)$  oznacza przykładowo, że portfel o oczekiwanej stopie zwrotu 5% ( $a_i = 5$ ) oraz odchyleniu standardowym równym 4% ( $x_j = 4$ ) jest dla decydenta co najmniej tak samo pożądanym, jak portfel charakteryzujący się wartościami  $a_l = 3\%$  i  $x_k = 2\%$ . Warto zauważyć, że wybór portfela (5,4) to wybór loterii odroczonej, gdzie okres odroczenia to założony przez inwestora horyzont inwestycyjny. Przykład portfeli inwestycyjnych ilustruje zarówno proces dyskontowania czasu, w którym inwestor wybiera pomiędzy pewną kwotą zainwestowaną w momencie zakupu portfela a końcową wartością portfela zdefiniowaną przez stopę zwrotu  $a_p$ , jak i proces dyskontowania prawdopodobieństwa, w którym inwestor dokonuje wyboru pomiędzy pewną kwotą zainwestowaną w momencie zakupu portfela a ryzykowną końcową wartością portfela, przy czym ryzyko określone jest przez odchylenie standardowe  $x_j$ .

W aksjomatycznej teorii pomiaru łącznego (Luce i Tukey, 1964) zakłada się, że relacja preferencji spełnia cztery aksjomaty:

- słabego porządku,
- istnienia rozwiązań,
- podwójnego skracania,
- archimedesowski.

**Aksjomat 1** mówi, że relacja preferencji  $\succsim$  jest słabym porządkiem, tzn. dla każdych  $a_i, a_k, a_m$  oraz  $x_p, x_l, x_n$  spełnione są następujące warunki:

- 1)  $(a_i, x_p) \succsim (a_i, x_l)$  – zwrotność,
- 2) Jeśli  $(a_i, x_p) \succsim (a_k, x_l)$  oraz  $(a_k, x_l) \succsim (a_m, x_n)$  to  $(a_i, x_p) \succsim (a_m, x_n)$  – przechodniość,
- 3)  $(a_i, x_p) \succsim (a_k, x_l)$  lub  $(a_k, x_l) \succsim (a_i, x_p)$  – spójność.

W języku naszego przykładu słaby porządek oznacza, że zawsze możemy porównać dwa portfele o różnych poziomach oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka (spójność), możemy również porównać portfel z samym sobą (zwrotność). Dodatkowo jeśli portfel pierwszy jest co najmniej tak samo dobry jak portfel drugi i jednocześnie portfel drugi jest co najmniej tak samo dobry jak portfel trzeci, to dla decydenta portfel pierwszy jest co najmniej tak samo dobry jak portfel trzeci (przechodniość). Jeżeli aksjomat 1 jest spełniony, to możemy zdefiniować relację indyferencji oznaczoną symbolem „ $\approx$ ” w następujący sposób:

$$(a_i, x_p) \approx (a_k, x_l) \Leftrightarrow (a_i, x_p) \succsim (a_k, x_l) \text{ oraz } (a_k, x_l) \succsim (a_i, x_p),$$

Relacja ta jest relacją równoważności, a klasy abstrakcji dla niej wyznaczone tworzą koszyki dóbr tak samo preferowanych. W naszym przykładzie zbiory portfeli indyferentnych dla inwestora tworzą tzw. krzywe obojętności, które zostały przedstawione na Rysunku 1 jako  $K_1, K_2, K_3, K_4$ . Krzywe położone na prawo zawierają portfele bardziej preferowane w porównaniu z krzywymi leżącymi na lewo, ze względu na obranie osi poziomej jako osi przedstawiającej wartości oczekiwane stóp zwrotu portfeli.

**Aksjomat 2** (istnienia rozwiązań) obejmuje dwa warunki:

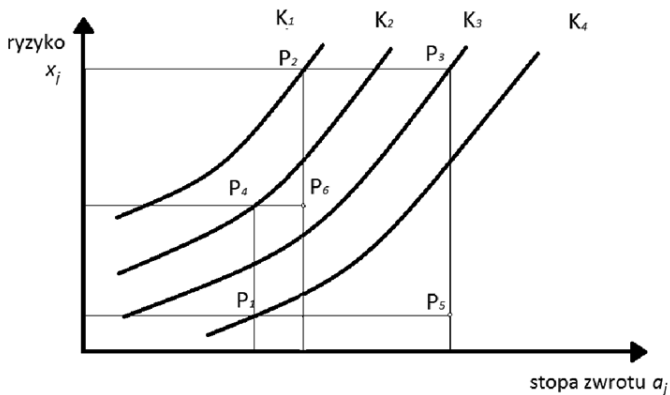
- 1) dla każdych  $a_k, x_p, x_l$  istnieje takie  $a_i$ , że spełniony jest warunek  $(a_i, x_p) \approx (a_k, x_l)$ ,
- 2) dla każdych  $a_i, a_k, x_l$  istnieje takie  $x_p$ , że spełniony jest warunek  $(a_i, x_p) \approx (a_k, x_l)$ .

Przykładowo jeśli dany portfel charakteryzuje się stopą zwrotu 4,5% i ryzykiem na poziomie 4% oraz inwestor chciałby mieć portfel dający mu taki sam poziom satysfakcji, ale o wyższej stopie zwrotu, np. 5,5%, to aksjomat 2 mówi, że istnieje portfel o wyższym ryzyku, np. 5%, taki, że oba portfele są dla inwestora indyferentne – dodatkowa stopa zwrotu jest premią za zwiększone ryzyko. Analogicznie jeśli inwestor ustaliłby poziom ryzyka na poziomie 3%, to znajdziemy portfel o niższej stopie zwrotu (np. 3,7%) i o ustalonym poziomie ryzyka 3%, tak że nowy portfel będzie tak samo preferowany jak portfel pierwszy<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Ze względu na fakt, że odchylenie standardowe stóp zwrotu przyjmuje wartości nieujemne, nie zawsze musi istnieć portfel indyferentny do danego o niższej stopie zwrotu, np. w przypadku portfeli wolnych od ryzyka nie istnieje portfel o niższej stopie zwrotu i niższym ryzyku.

**Aksjomat 3** (podwójnego skracania) mówi, że dla dowolnych  $a_i, a_k, a_m$  oraz  $x_j, x_l, x_n$  spełniony jest warunek: jeśli  $(a_k, x_n) \succcurlyeq (a_i, x_l)$  oraz  $(a_m, x_l) \succcurlyeq (a_k, x_j)$  to  $(a_m, x_n) \succcurlyeq (a_i, x_j)$ .

Nazwa aksjomatu jest związana ze „skracaniem” dwóch nierówności wynikających z założeń, do jednej nierówności opisującej preferencje bez zaangażowania wartości  $a_k, x_j$ . Warunek ten jest istotnie związany z założeniem o liniowej zależności wartości koszyka od użyteczności cząstkowych (Nowakowska, 1975, p. 228). Wracając do przykładu związanego z inwestycjami w różne portfele, rozważmy portfele  $P_1, P_4, \dots, P_6$  położone na różnych krzywych obojętności (Rysunek 1). Między portfelami  $P_1$  i  $P_2$  zachodzi relacja  $P_1 \succcurlyeq P_2$ , portfel  $P_1$  znajduje się na krzywej obojętności  $K_4$  położonej na prawo od krzywej obojętności  $K_1$ , na której z kolei znajduje się portfel  $P_2$ . Następnie rozważamy relację  $P_3 \succcurlyeq P_4$ , gdzie portfel  $P_4$  charakteryzuje się taką samą stopą zwrotu jak portfel  $P_1$  i leży na krzywej obojętności  $K_2$ , a portfel  $P_3$  ma taki sam poziom ryzyka jak portfel  $P_2$  i jest na krzywej  $K_3$ . Rozważmy teraz portfel  $P_5$ , który ma stopę zwrotu jak portfel  $P_3$  a ryzyko jak  $P_2$  oraz portfel  $P_6$  o stopie zwrotu jak  $P_2$  i ryzyku jak  $P_4$ . W rozważanych portfelach nie występuje wspólna stopa zwrotu dla  $P_1$  i  $P_4$  oraz wspólny poziom ryzyka dla  $P_2$  i  $P_3$ , o których możemy powiedzieć, że zostały „skrócone”. Z wykresu widać, że ze względu na rozłączność krzywych obojętności, relacja między  $P_5$  oraz  $P_6$  musi być następująca  $P_5 \succcurlyeq P_6$ , co jest zgodne z aksjomatem o podwójnym skracaniu.



**Rysunek 1.** Portfele i krzywe preferencji występujące w przykładzie ilustrującym aksjomat o podwójnym skracaniu

Źródło: opracowanie własne.

Następny aksjomat ma charakter techniczny, wykorzystywane jest w nim istnienie dualnego standardowego ciągu (ang. *dual standard sequence*). Zgodnie z definicją, ciąg par  $(a_i, x_i)_{i=-\infty}^{\infty}$  jest nazywany dualnym standardowym ciągiem, jeżeli spełnia warunek:



$(a_m, x_n) \approx (a_p, x_q)$  wtedy i tylko wtedy, gdy  $m + n = p + q$ .

W języku naszego przykładu dotyczącego portfeli inwestycyjnych, warunek istnienia dualnego standardowego ciągu oznacza, że zarówno zbiór wartości oczekiwanych stóp zwrotu, jak i odchyłeń standardowych mierzących ryzyko, został poddany dyskretyzacji w taki sposób, że dla dowolnych dwóch portfeli  $(a_m, x_n)$ ,  $(a_p, x_q)$  leżących na danej krzywej obojętności zachodzi warunek  $m + n = p + q$ . Każdy z elementów dualnego standardowego ciągu postaci  $(a_i, x_i)$  dla danego  $i$ , wyznacza klasę abstrakcji. Aksjomat archimedesowski sformułowany poniżej oznacza, że dowolny portfel można aproksymować od góry i od dołu elementami dualnego standardowego ciągu, czyli dla dowolnego portfela istnieją krzywe obojętności, między którymi jest umiejscowiony wybrany portfel (lub ewentualnie jest na nich położony).

**Aksjomat 4**, nazywany archimedesowskim, stanowi, że dla dowolnych  $b$  i  $q$  istnieją takie  $n$ ,  $m$ , że:  $(a_n, x_m) \succ (a, q) \succ (a_m, x_m)$ , gdzie  $(a_i, x_i)$  dla dowolnego  $i$  całkowitego, są elementami dualnego standardowego ciągu.

Luce i Tukey (1964) wykazali, dla dwóch wymiarów, że jeśli istnieje preferencja określona na iloczynie kartezjańskim zbiorów  $A \times X$  spełniająca aksjomaty od 1 do 4, to istnieją funkcje rzeczywiste zdefiniowane na zbiorach  $A$  i  $X$  reprezentujące preferencje<sup>9</sup>:

$$(a, x) \succ (b, y) \Leftrightarrow \phi_A(a) + \phi_X(x) \geq \phi_A(b) + \phi_X(y).$$

Za pomocą funkcji  $\phi_A$ ,  $\phi_X$ , które są nazywane użytecznościami cząstkowymi (ang. *part worths*), możliwe jest w teorii pomiaru łącznego mierzenie różnic w preferencjach między alternatywami.

W dalszej kolejności teorię rozszerzono na modele opisujące więcej niż dwa atrybuty (Luce, 1966). Alternatywną postać funkcji użyteczności, jako iloczyn użyteczności cząstkowych poszczególnych atrybutów wraz z aksjomatami, zaproponował Roskies (1965). Tversky (1967) uogólnił wyniki Luce i Tukeya oraz Roskiesa i sformułował aksjomaty – właściwości struktury preferencji dopuszczające możliwość reprezentacji struktury preferencji w postaci funkcji użyteczności będącej wielomianem użyteczności cząstkowych poszczególnych atrybutów. Podsumowanie prac zawarto w publikacjach (Krantz et al., 1971; Krantz & Tversky, 1971). W pracy Karntz i in. (1971) został zaproponowany zestaw 6 aksjomatów, w którym aksjomat archimedesowski został zastąpiony innym; taki zestaw aksjomatów można odnaleźć również w pracy Nowakowskiej (1975).

Główna krytyka teorii pomiaru łącznego jest związana z założeniem, że preferencje spełniają aksjomaty słabego porządku, istnienia rozwiązań, podwójnego

<sup>9</sup> Inne alternatywne zestawy aksjomatów – własności struktury preferencji przedstawiono w pracach Debreu (1960) oraz Krantza (1964) czy Scotta (1964).

skracania oraz archimedesowski. Podobnie jak w przypadku teorii użyteczności von Neumanna i Morgensterna (1947), udokumentowano, iż decydenci często podejmują decyzje niezgodne z aksjomatami założonymi w teorii pomiaru łącznego (Falmagne 1976 za: Huber 2004).

## 2.2. Analiza Conjoint – aspekty praktyczne

Wspólną cechą wszystkich odmian metody conjoint jest specyficzna konstrukcja zadania stawianego przed osobą badaną – otóż nie pyta się jej o poszczególne cechy produktu, które występują w tej metodzie jako zmienne niezależne, ale o ocenę profilu produktu, opisanego konkretnymi cechami, stąd też nazwa metody: conjoint – określająca zespół cech połączonych w jeden profil/produkt. W efekcie mierzoną zmienną zależną jest preferencja profili stawianych przed respondentem. Profile zaś zostały opisane tymi samymi cechami (atrybutami), a różnią się wyłącznie natężeniem opisywanych cech (lub w języku analizy conjoint: zastosowanymi poziomami atrybutów). Jeżeli rozważymy wszystkie możliwe kombinacje poziomów atrybutów, to uzyskamy  $n_1 \cdot n_2 \cdot \dots \cdot n_k$  profili, gdzie  $k$  to liczba atrybutów, a  $n_i$  to liczba poziomów  $i$ -tego atrybutu. Dane wejściowe do badania conjoint opisuje schemat zamieszczony w publikacji autorstwa Bąka (Bąk, 2013b, p. 49), przywołany poniżej na Rysunku 2.

Atrybuty:	A	B	C
Poziomy	1	1	1
	2	2	2
	3		
Profile			
1	A1	B1	C1
2	A1	B1	C2
....	....	....	....
12 (=3 × 2 × 2)	A3	B2	C2

**Rysunek 2. Zależności pomiędzy atrybutami, poziomami, profilami**

Źródło: Bąk, 2013b, s. 49.

Przykładem atrybutu A mogłaby być np. cena pewnego samochodu – o określonych trzech poziomach: A1: 34 tys. zł, A2: 35 tys. zł i A3: 36 tys. zł. Przykładem atrybutu B mógłby być kolor (zatem nawet zmienna nominalna), gdzie B1: biały a B2: czerwony. Kombinacja wybranych poziomów każdego z atrybutów użytych w badaniu tworzy pojedynczy profil (rzeczywistego bądź wyimaginowanego produktu). Analiza conjoint może być zrealizowana dopiero przy minimum dwóch atrybutach opisanych przynajmniej dwoma poziomami każdy.

Zadanie stawiane przed badanym wymaga od niego godzenia się z kompromisami. Odbywa się to poprzez dokonywanie wielokrotnych wyborów między profilami, w których decyduje on, jaką część danego atrybutu jest w stanie poświęcić, aby zdobyć daną część innego atrybutu dokonując wymiany (ang. *trade-off*), co pozostaje zgodne z zasadą kompensacji (Tyszka, 2010). W przypadku kilku atrybutów pewne profile są wyraźnie lepsze ze względu na poziom jednego z atrybutów, podczas gdy inne są lepsze biorąc pod uwagę inny atrybut. Na przykład jeśli decydent woli profil pierwszy: czerwony kabriolet za 55 tys. zł od profilu drugiego: białego kabrioletu za 53 tys. zł – oznacza to, że czerwony kolor kabrioletu zamiast białego jest dla niego wart więcej niż 2 tys. zł.

Oprócz konieczności zdefiniowania zmiennych objaśniających: atrybutów i ich poziomów, w planowaniu badania conjoint niezbędne jest podjęcie decyzji co do charakteru zmiennej objaśnianej, tj. co do sposobu oceny prezentowanych profili. Wybór sposobu oceny profili determinuje z kolei konieczność zastosowania określonej metody conjoint<sup>10</sup>.

**Klasyczna analiza conjoint (ang. *Conjoint Value Analysis, CVA*)** to najstarsza i najprostsza ze stosowanych technik conjoint, stosowana od lat 70. ubiegłego wieku. Przed badanym stawia się jedno z trzech zadań:

- rangowanie  $n$  profili (często stosowana w zadaniach typu PAPI (ang. *Paper and Pencil Interview*);
- przypisanie każdemu z  $n$  profili oceny na skali (np. 1–100);
- porównanie profili parami, ze wskazaniem na skali stopnia, w jakim woli jeden z aktualnie dwóch porównywanych.

**Metoda conjoint oparta na wyborach (ang. *Choice-Based Conjoint, CBC*)**<sup>11</sup> – jej podstawową zaletą jest fakt, iż uwalnia osobę badaną od stosowania skal przy udzielaniu odpowiedzi. Tym samym zbliża ona warunki zadania do realiów życia codziennego. Stojąc bowiem przed półką lub katalogiem, zwykle dokonujemy wyborów jednej, najbardziej atrakcyjnej alternatywy, bez konieczności skalowania, na ile lubimy każdą z prezentowanych nam alternatyw. W podobny sposób wygląda zadanie stawiane przed respondentem w CBC:

- wybór profilu najbardziej atrakcyjnego spośród kliku (często 3 lub 4) aktualnie prezentowanych na ekranie;
- wybór najbardziej i najmniej atrakcyjnego profilu spośród kliku (często 3 lub 4) aktualnie prezentowanych na ekranie.

<sup>10</sup> Ze względu na fakt korzystania przy projektowaniu i realizacji badania z narzędzia *SSI Web Sawtooth Software*, w dalszej części stosujemy nazwy metod conjoint spójne z poszczególnymi procedurami ww. narzędzia.

<sup>11</sup> Metoda CBC jest także określana jako *discrete-choice conjoint analysis* (Louviere, 1988b).

**Dekompozycja preferencji.** Na podstawie zgromadzonych deklaracji co do preferencji ocenianych profili, za pomocą metod statystycznych dokonuje się następnie rozkładu całkowitej preferencji profilu na preferencje poszczególnych atrybutów i ich poziomów, zgodnie z założoną postacią analityczną. Prosty model addytywny stosuje się, gdy zakładamy, że nie ma interakcji pomiędzy zmiennymi, np. gdy funkcja użyteczności czynnika 1 pozostaje taka sama dla każdego z poziomów czynnika 2 (np. gdy użyteczność koloru auta jest niezależna od modelu samochodu czy marki)<sup>12</sup>. Możliwy jest również model zakładający interakcję pomiędzy atrybutami/zmiennymi objaśniającymi (np. gdy zakładamy, że kolor czerwony będzie bardziej istotny przy kabrioletach niż przy sedanach). Niemniej jednak założenie takiego modelu wiąże się z koniecznością pozyskania większej liczby punktów pomiaru z powodu większej liczby profili ocenianych przez większą liczbę respondentów (rozwińcie tego typu modeli jest opisane w wielu publikacjach (Bąk, 2013b; Orme, 2010; Walesiak & Bąk, 2000).

Klasa metod używanych w analizie danych CBC dopuszcza wyznaczanie/oszacowanie prawdopodobieństwa wyboru danego profilu, charakteryzowanego za pomocą wektora ocen poziomów poszczególnych atrybutów, w sposób możliwie najlepiej odwzorowujący rzeczywiste wybory badanych. Przykładowo możliwe jest zastosowanie funkcji logistycznej w przypadku wyboru z  $N$  możliwych profili, reprezentowanych za pomocą wektora  $x = [x_1, x_2, \dots, x_n]$ . Prawdopodobieństwo wyboru  $i$ -tego z  $N$  rozważanych profili zadane jest wzorem:

$$P(i) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1^i + \dots + \beta_n x_n^i}}{\sum_{i=1}^N e^{\beta_0 + \beta_1 x_1^i + \dots + \beta_n x_n^i}}$$

Dopuszcza się stosowanie alternatywnych do funkcji logistycznych funkcji, np. dystrybuanty rozkładu normalnego w modelu probitowym.

**Porównanie CVA oraz CBC.** Metoda CVA opiera się najczęściej na modelu regresji liniowej (OLS). O ile analiza danych z CVA nie zawiera skomplikowanych obliczeń i umożliwia wyliczenie indywidualnych użyteczności natychmiast po udzieleniu przez respondenta ostatniej odpowiedzi, nie jest to możliwe w CBC, gdzie do wyliczenia indywidualnych użyteczności potrzebna jest uprzednia analiza zregulowanego zbioru danych. Aby wyliczyć użyteczności na poziomie indywidualnym, niezbędne staje się stosowanie hierarchicznej metody estymacji Bayesa (Allenby, Arora & Ginter, 1995). Zasadniczo analiza Bayesa umożliwia uwzględnienie informacji wstępnej, zewnętrznej w stosunku do modelu, w którym występują szacowane parametry. Informacja taka jest w postaci a priori rozkładu wartości parametrów, w tym podejściu wartości parametrów dopuszczają reprezentację w postaci zmiennej losowej. Dane uzyskane w wyniku eksperymentu umożliwiają dopasowanie, ak-

<sup>12</sup> Brak interakcji między zmiennymi jest związany z liniowością łącznej funkcji użyteczności względem użyteczności cząstkowych (ang. *additive separability*).

tualizację rozkładu wartości parametrów. W procesie aktualizacji rozkładu wartości parametrów, w szczególności w przypadkach, w których uzyskiwanie rozkładów a posteriori z wykorzystaniem metod analitycznych jest skomplikowane lub niemożliwe, korzysta się alternatywnie z metody MCMC (ang. *Monte Carlo Markov Chains*), w szczególności z metod losowania Gibbsa. W metodzie tej rozkłady zmiennych uzyskiwane są iteracyjnie, poprzez losowanie z odpowiednich rozkładów, zależnych od aktualnej wartości parametru (wylosowanego w poprzednim kroku). W miarę kolejnych kroków iteracji wpływ wartości początkowych maleje, a kolejno losowane wartości parametrów umożliwiają oszacowanie ich rozkładu (por. Chib, 2011). Przykładowo metodę Gibbsa wykorzystuje się w przypadku istnienia sprzężonych parametrów (zmiennych losowych) opisanych za pomocą wielowymiarowego rozkładu. W przypadku szacowania parametrów modelu regresji liniowej takimi parametrami są wektor współczynników  $\beta$  oraz wariancja składnika losowego  $\sigma^2$ . I tak dla ustalonej w  $i$ -tym kroku dla danych wartości  $\sigma_i^2$ , zmiennej objaśnianej  $Y$  i objaśniających  $X$ , losowana jest wartość parametru  $\beta_i$  (z odpowiedniego rozkładu warunkowego, zależnego od  $\sigma_i^2$ ,  $Y$ ,  $X$ ). W kolejnym kroku  $i+1$ , dla danych wartości  $\beta_i$ ,  $Y$ ,  $X$  losowana jest (z odpowiedniego rozkładu warunkowego zależnego od  $\beta_i$ ,  $Y$ ,  $X$ ) wartość  $\sigma_{i+1}^2$ . Uzyskiwane w kolejnych krokach wartości  $\beta$  oraz  $\sigma^2$  umożliwiają uzyskanie odpowiedniego rozkładu wielowymiarowego tych zmiennych losowych.

### 3. PROBLEM BADAWCZY: CONJOINT W BADANIACH LOTERII

#### I LOTERII ODROZCZONYCH

W przeszłości podejmowano próby zastosowania metody conjoint do badań preferencji loterii, nigdy zaś preferencji loterii odroczonej. W literaturze znane są badania preferencji wobec ryzyka w wyborach loteryjnych bez odroczenia, prowadzone w paradygmacie conjoint w podejściu psychologicznym, jak i marketingowym. Teoria pomiaru łącznego, czyli metoda conjoint w rozumieniu psychologicznym, została zastosowana w artykułach Luce'a i Weber (1986) oraz Weber i Bottom (1990). W pierwszym z artykułów zdefiniowano zestaw aksjomatów, dopuszczający przedstawienie rzeczywistej reprezentacji ryzyka za pomocą kombinacji liniowej o stałych parametrach, wyróżnionych czynników: prawdopodobieństwo straty (wyniku ujemnego), prawdopodobieństwo wyniku zerowego, prawdopodobieństwa wygranej (wyniku dodatniego), warunkowych momentów zwykłych (wartości oczekiwane zmiennej  $|X|^k$  – pod warunkiem, że zmienna przyjmuje wartości dodatnie, odpowiednio ujemne). Empiryczna weryfikacja polegała w tym przypadku na eksperymentalnej weryfikacji aksjomatów i jest przedstawiona w publikacji Weber i Bottom (1990). Analiza conjoint

(w rozumieniu marketingowym) została zastosowana także w analizie preferencji wobec ryzyka. I tak przykładowo Weber (1988) konstruuje ciąg loterii różniących się pod względem takich parametrów, jak: wartość oczekiwana, wariancja (w artykule używane jest pojęcie skala) oraz skośność. W opisywanym eksperymencie loterie są przedstawiane uczestnikom badania, a następnie oceniane za pomocą rang. Zastosowanie metody conjoint umożliwia oszacowanie wpływu poszczególnych miar ryzyka na obserwowane wybory i reprezentujące te wybory preferencje wobec ryzyka (loterii).

Skupienie się na odroczonej loterii daje z definicji dwa atrybuty, pomiędzy którymi decydenci dokonują kompensacji: prawdopodobieństwo i odroczenie. Badanie preferencji odroczonej loterii oczywiście można realizować w paradygmacie procedury dostosowywania krokowego (Zielonka, Sawicki & Weron, 2009) lub pytań otwartych (Weatherly, 2014), choć wiąże się to z wieloma niedogodnościami. W metodzie dostosowywania krokowego dla każdego badanego okresu odroczenia w pierwszym kroku prezentuje się osobie badanej ekwiwalent pewny i natychmiastowy oraz wyższą kwotę odroczoną (dla sytuacji zysków). Jeśli badany preferuje niższy ekwiwalent natychmiastowy, w kolejnym kroku proponowana kwota ekwiwalentu zostanie zmniejszona, jeśli zaś preferuje wyższą kwotę odroczoną – w kolejnym kroku proponowany ekwiwalent pewny zostanie powiększony. Czynność ta (czyli wyznaczenie ekwiwalentu natychmiastowego w małych krokach) jest powtarzana, zwyczajowo 5–6 razy, zakładając, że kwota wyznaczona po szóstym kroku jest wystarczającym przybliżeniem ekwiwalentu pewnego. Metoda ta, choć z długimi tradycjami, jest jednak niezwykle czasochłonna i pracochłonna dla osoby badanej, wymaga od niej maksymalnej koncentracji przy wyborach opisanych na ekranach bardzo podobnych do siebie (warto zwrócić uwagę, że w każdym kroku zmienia się tylko jedna z loterii, w niewielkim stopniu, podczas gdy druga loteria pozostaje niezmienna). Ustalenie ekwiwalentu np. dla trzech okresów odroczenia wymaga 18 ( $3 \times 6$ ) porównań, a zakładając trzy okresy odroczenia i trzy warianty prawdopodobieństwa liczba porównań sięgnie 54. To niezwykle dużo, tym bardziej w sytuacji niewielkich różnic pomiędzy poszczególnymi wyborami (co zakłada procedura dostosowania w niewielkich krokach), gdy tymczasem osoby badane są w stanie utrzymać koncentrację maksimum na 25 kolejnych seriach wyborów (Walesiak & Bąk, 2000). Wobec powyższego bardziej skomplikowane schematy badawcze w procedurze dostosowywania krokowego (np. poświęcone loteriom odroczonej) mogą prowadzić do uzyskania wyników o niskiej rzetelności. Problem ten nie jest czysto teoretyczny, gdyż praktyka badawcza z wykorzystaniem procedury dostosowywania krokowego wskazuje na konieczność czyszczenia zbioru danych, wymagającego często usunięcia 10–30% danych (porównaj: Białek & Sawicki, 2014; Białek et al., w recenzji). Z tego powodu w tej serii badań zastosowano metodologię conjoint do badania preferencji loterii odroczonej. Można zatem zastanawiać się, na

jakie odroczenie ewentualnej wygranej zgodzą się decydenci, aby zwiększyć szanse wygranej? Jak bardzo na decyzji decydenta waży parametr odroczenia, a jak bardzo parametr prawdopodobieństwa w określonej loterii?

Wśród badaczy istnieje przekonanie, że dla zwiększenia trafności prognostycznej metoda badania powinna w jak największym stopniu przypominać rzeczywisty problem, z którym spotyka się badana osoba w świecie realnym. Dlatego też badanie 1 (zrealizowane jako klasyczna analiza conjoint) dostarczy lepszych wniosków dla sytuacji, w których badany ocenia odroczoną loterię na skali (np. decydując, jaką proporcję kapitału ulokować w akcji X, a jaką w akcji Y), natomiast badanie 2 (zrealizowane w metodzie conjoint opartej na wyborach) dostarczy lepszych wniosków dla sytuacji, w których badany dokonuje dychotomicznego wyboru pomiędzy parami odroczonych loterii, i gdzie nie jest możliwe jednoczesne lokowanie kapitału proporcjonalnie do preferencji (np. wybór partnera życiowego).

## Badanie 1

### Metoda

Na potrzeby badania 1 użyto klasycznej analizy conjoint (CVA). Zwykle w analizie conjoint przedmiotem badania pozostają dobra konsumenckie lub usługi, tak aby w efekcie ustalić użyteczność poszczególnych poziomów atrybutu (np. użyteczność różnych wielkości silnika w samochodzie terenowym), a następnie na podstawie rozpiętości w użytecznościach różnych poziomów danego atrybutu wnioskować o wadze cechy (marki, ceny, wielkości silnika, koloru) dla ogólnej cechy produktu (jakim jest w powyższym przykładzie samochód). W niniejszym przykładzie za produkt „konsumencki” uznano odroczoną loterię na stałą kwotę 1000 zł, charakteryzującą się dwiema zmiennymi cechami: różnym stopniem odroczenia i różnym prawdopodobieństwem wygranej.

W pierwszym kroku badania conjoint należy zdefiniować zmienne objaśniające (atrybuty i ich poziomy) oraz zmienną objaśnianą (sposób oceny profili). Wybór dwóch atrybutów: odroczenie (oznaczane dalej przez  $d$ ) i prawdopodobieństwo loterii (oznaczane dalej przez  $p$ ), wynika wprost z natury badanego zagadnienia loterii odroczonych. Aby uniknąć efektu wpływu liczby poziomów atrybutu na jego ważność, zdecydowano o równej liczbie poziomów dla obu badanych atrybutów, a zakładając stosunkowo małą próbę badawczą – zdecydowano się na zastosowanie relatywnie małej liczby poziomów dla każdego atrybutu:

- dla odroczenia dobrano poziomy reprezentujące małe i znaczne odroczenie (odpowiednio: 1 tydzień, 3 miesiące, 2 lata). W przypadku odroczenia możliwe jest badanie potencjalne znacznych okresów odroczenia, jednak

podjęto decyzję o wyborze okresu dwuletniego jako maksymalnego, ze względu na spodziewane trudności badanych z wyobrażeniem sobie dłuższego odroczenia (dla znacznej grupy badanych okres dwuletni stanowi blisko 10% długości ich obecnego życia);

- dla prawdopodobieństwa wygranej dobrano trzy poziomy, reprezentujące: niskie i bardzo niskie prawdopodobieństwo oraz prawdopodobieństwo wysokie (odpowiednio: 1%, 10%, 70%).

W przypadku dwóch atrybutów ( $k = 2$ ) oraz 3 poziomów każdego z nich ( $n_1 = n_2 = 3$ ) otrzymujemy 9 profili ( $n_1 \cdot n_2 = 9$ ), czyli 9 loterii o kombinacjach powyższych poziomów odroczenia i prawdopodobieństwa. Zaleca się, aby liczba profili przedstawianych pojedynczemu respondentowi w CVA była równa co najmniej liczbie parametrów do oszacowania, a optymalnie stanowiła jej trzykrotność (Bąk, 2013b; Orme, 2010; Walesiak & Bąk, 2000). Liczba parametrów to  $n - k + 1$ , gdzie  $n$  to sumaryczna liczba poziomów czynników ( $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ ), a  $k$  to liczba czynników. Z tych powodów zdecydowano o liczebności zadań dla pojedynczego respondenta równej 18, zatem nieznacznie przewyższającej rekomendowaną liczbę 15 ( $3 \cdot (6 - 2 + 1)$ ) dla powyższego badania.

W badaniu wzięło udział  $N (=40)$  studentów. Zadaniem osób badanych było zawsze wskazanie stopnia preferencji (lub indyferencji) pomiędzy aktualnie dwiema loteriami prezentowanymi na ekranie (Rysunek 3. Zadanie respondenta w badaniu 1.), każda loteria dotyczyła odroczonej wygranej 1000 zł, loterie różniły się poziomem odroczenia i prawdopodobieństwem wygranej, a instrukcja informująca o odroczeniu sugerowała, iż samo losowanie odbywałoby się dopiero po upływie okresu odroczenia. Badani byli informowani, że stoją przed hipotetycznymi wyborami, a udział w badaniu nie wiąże się z rzeczywistymi wypłatami (ani natychmiastowymi, ani odroczoneymi). Podejście bazujące na bezpośrednim porównaniu dwóch alternatyw ma długą tradycję w psychofizyce (poczynając od badań E.H. Weber & G.T. Fechner) – tak jak badanemu jest łatwiej rozstrzygnąć o wadze ciężarków,

1000 zł za 1 tydzień z prawdopodobieństwem 10%				lub	1000 zł za 2 lata z prawdopodobieństwem 70%			
-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Zdecydowanie loteria po lewej		Raczej loteria po lewej		Obie tak samo atrakcyjne		Raczej loteria po prawej		Zdecydowanie loteria po prawej

Rysunek 3. Zadanie respondenta w badaniu 1.



gdy trzyma oba jednocześnie w dwóch dłoniach, tak porównanie obu loterii na ekranie powinno owocować precyzyjniejszym pomiarem, niż osobne ocenianie atrakcyjności każdej z loterii.

## Wyniki

W CVA do wyznaczenia dla każdego badanego indywidualnych użyteczności, określających stopień zadowolenia z poziomu danego atrybutu, korzysta się najczęściej z regresji liniowej (OLS), uprzednio dokonując przekształcenia zbioru<sup>13</sup>. Rezultatem analizy jest ustalenie współczynników regresji (*beta*) dla każdej zmiennej niezależnej. Aby móc porównywać wartości współczynnika pomiędzy poszczególnymi osobami badanymi poddaje się go procedurze normalizacyjnej „zero-centered diffs” (zgodnie z procedurą opisaną w manuskrypcie (Sawtooth Software, 2012, str. 21)). Końcowy wektor współczynników jest raportowany jako użyteczności różnych poziomów atrybutu, które przyjmują wartości na skali interwałowej. Wyniki analizy dla odroczonej darowizny losowej związanej z pewnym prawdopodobieństwem wypłaty kwoty 1000 zł przedstawia Tabela 1.

**Tabela 1**  
**Atrybuty i poziomy w badaniu 1**

atrybut ( $k = 2$ )	Poziomy czynnika/atrybutu ( $n = 6$ )	Średnia użyteczność cząstkowa	średnia względna ważność atrybutu $\Sigma = 100\%$
<b>Odroczenie</b>	2 lata	-18,32	20,06%
	3 miesiące	7,12	
	1 tydzień	11,20	
<b>Prawdopodobieństwo</b>	1%	-76,80	79,94%
	10%	-4,95	
	70%	81,75	

Uśrednione użyteczności przedstawione w Tabeli 1 pozwalają zaobserwować, że respondenci zachowują się racjonalnie: przy założeniu niezmienności pozostałych zmiennych odczuwają większą satysfakcję z bardziej prawdopodobnych oraz mniej odroczonej loterii. Użyteczności całkowite poszczególnych profili powstają jako

<sup>13</sup> Dla każdego respondenta tworzy się tablicę opisującą jego odpowiedzi w badaniu. Liczba wierszy odpowiada liczbie decyzji podjętych przez badanego (tj. liczba ekranów, zadań), a liczba kolumn określona jest wzorem  $n - k$ , gdzie  $k$  określa liczbę atrybutów, a  $n$  to łączna liczba poziomów wszystkich atrybutów. W tym zadaniu występują dwa atrybuty opisane na trzech poziomach każdy, zatem liczba zmiennych niezależnych to  $n - k = 4$ . Dla każdego wiersza wartości zmiennych przyjmują wartości -1, 0 lub 1, w zależności czy dany poziom atrybutu wystąpił w profilu, oraz czy wystąpił dla opisanego profilu znajdującego się po lewej (-1) lub prawej stronie ekranu (1). Następnie dla każdego respondenta osobno przeprowadza się analizę regresji liniowej. Zmienną zależną w równaniu liczoną osobno dla każdego respondenta zostaje ocena profili porównywanych w czasie danego wyboru, podczas gdy zmienną niezależną jest opis dwóch profili na zmiennych nominalnych określających każdy z profili.

suma użyteczności cząstkowych poziomów atrybutów tworzących dany profil. Przy analizie uzyskanych wyników zakłada się, że decydenci kierują się zasadą maksymalizacji korzyści i wybiorą produkt o kombinacji cech (poziomów atrybutów) charakteryzujący się najwyższą możliwą addytywną użytecznością. Tym samym należy się spodziewać, że mając do wyboru loterię A (1000 zł,  $p = 1\%$ ,  $d = 3$  miesiące) oraz loterię B (1000 zł,  $p = 10\%$ ,  $d = 2$  lata), wybiorą tę drugą, ponieważ loterii A odpowiada łączna użyteczność  $-69,68$  ( $7,12 - 76,80 = -69,68$ ) podczas gdy loterii B odpowiada łączna użyteczność  $-23,27$  ( $-18,32 - 4,95 = -23,27$ ), a więc większa niż loterii A. W podobny sposób można uszeregować pozostałe loterie, tworząc hierarchię od loterii najmniej do najbardziej pożądanej. Zabieg ten pozwala obserwować na zagregowanym poziomie, jak poszczególne jednostki odroczenia średnio rekompensowane są wzrostem jednostek prawdopodobieństwa, przy podobnej ogólnej atrakcyjności zakładu.

Obok użyteczności cząstkowych poszczególnych poziomów atrybutu, w wyniku analizy conjoint szacuje się również względną ważność atrybutu (ang. *relative importance score*) – zmienną mierzoną na skali ilorazowej. Określa ona, na ile znaczący jest dany atrybut dla końcowej decyzji respondenta, tj. za jak dużą zmianę (w porównaniu z innymi atrybutami) końcowej użyteczności produktu jest odpowiedzialny dany atrybut (określony danymi poziomami). Ważność atrybutu jest opisana przez rozpiętość użyteczności poziomów danego atrybutu, czyli różnicę pomiędzy największą a najmniejszą wartością użyteczności poziomów. Następnie otrzymane rozpiętości użyteczności dla wszystkich atrybutów sumuje się i określa względną ważność atrybutu jako procent, jaki stanowi rozpiętość użyteczności danego atrybutu w wyznaczonej sumie. Dlatego też jeśli dany atrybut ma tylko dwa poziomy o podobnych wartościach użyteczności – skutkuje to małą względną ważnością atrybutu. Im większa zatem bezwzględna różnica między wartościami użyteczności poziomów danego atrybutu, tym większa względna ważność tego atrybutu (zmiana ceny z 1,20 zł na 1,25 zł wpłynie na decyzję mniej, niż zmiana ceny z 1,20 zł na 9,20 zł). W prezentowanym powyżej przykładzie prawdopodobieństwo otrzymania wypłaty okazało się blisko 4 razy ważniejszym czynnikiem niż odroczenie ( $80\% : 20\%$ ). Tym samym prawdopodobieństwo wygrania loterii o wiele silniej determinuje stopień atrakcyjności loterii niż jej odroczenie. Nawet odroczone pewna nagroda pozostaje bardziej atrakcyjna niż nagroda niepewna a nieodroczone. Wynik ten niesie intrygujące pytania o naturę procesu dyskontowania czasu i prawdopodobieństwa. W sytuacji, gdy zadanie wymaga jednoczesnego dyskontowania prawdopodobieństwa i dyskontowania czasu (np. w loteriach odroczonych), intrygujące jest pytanie, czy oba procesy przebiegają równolegle, czy może jeden z procesów dominuje drugi. Wyniki powyższego badania wskazują, że zmiany w wymiarze prawdopodobieństwa wypłaty silniej determinują wybór niż zmiany na wymiarze odroczenia<sup>14</sup>. Tym samym wymiar prawdopodobieństwa staje się dla wyborów respondenta ważniejszy niż wymiar odroczenia.

Badanie 1 ma jednak pewne braki – ponieważ respondenci zwykle mają problem z adekwatnym wyrażeniem preferencji na skalach, zasadne jest replikowanie badania z wykorzystaniem metody conjoint opartej na wyborach, nie zaś na skalowaniu. Taki sposób może być bardziej naturalny dla pewnych sytuacji życiowych, które uniemożliwiają lokowanie wyborów proporcjonalnie do preferencji, a wymuszają wybór jednej z alternatyw. Powtórzenie badania 1 w schemacie conjoint opartym na wyborach z większą liczbą respondentów umożliwi również zbadanie schematu interakcyjnego, którego zasadność dla odroczonej loterii sugeruje przegląd literatury (Vanderveldt, Green and Myerson, 2015).

## Badanie 2

### Metoda

Drugie z badań zrealizowano zgodnie z metodą conjoint opartą na wyborach (CBC). Zachowano te same zmienne objaśniające co w badaniu 1: odroczenie (o wartościach: 1 tydzień, 3 miesiące, 2 lata) oraz prawdopodobieństwa (1%, 10%, 70%), przy innym charakterze zmiennej objaśnianej. Dla metody CBC przedmiotem analizy jest wybór dokonywany pomiędzy aktualnie prezentowanymi profilami, i ten wybór jest zmienną objaśnianą. Zatem tym razem proszono respondenta o dokonanie wyboru jednej, najbardziej atrakcyjnej loterii, spośród trzech prezentowanych na ekranie (Rysunek 4. Zadanie respondenta w badaniu 2.). Podobnie jak w badaniu 1 uczestnicy byli informowani, że stoją przed hipotetycznym wyborem, a dokonanie wyboru nie wiąże się z rzeczywistymi wypłatami. Prezentacja parametru odroczenia jako pierwszego miała sugerować, iż wybrana loteria rozegrana zostanie w przyszłości po upływie wybranego okresu odroczenia.

1000 zł za 1 tydzień z prawdopodobieństwem 1%	1000 zł za 3 miesiące z prawdopodobieństwem 10 %	1000 zł za 2 lata z prawdopodobieństwem 70%
---	--	---

**Rysunek 4. Zadanie respondenta w badaniu 2.**

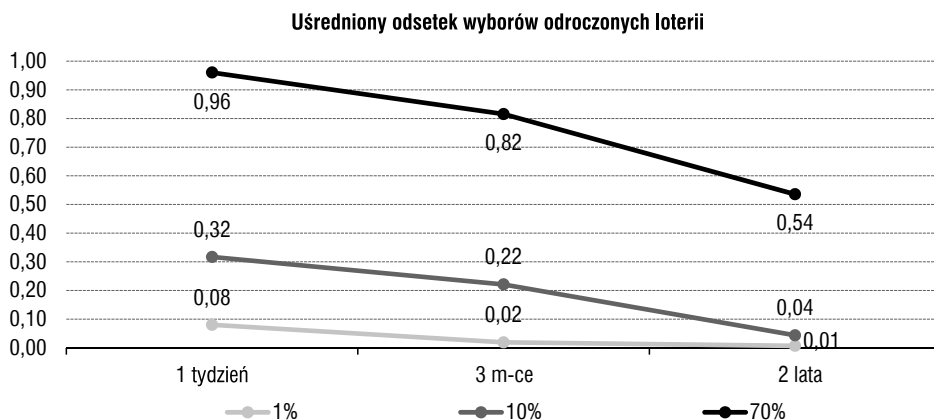
Respondent w toku całego zadania był proszony o dokonanie 25 wyborów<sup>15</sup>. W badaniu wzięło udział N (= 88 osób) studentów kursu *Psychologia zachowań konsumenckich*.

<sup>14</sup> Warto jednak pamiętać, że otrzymany wynik jest konsekwencją arbitralnego wyboru rozpiętości atrybutów. Gdyby poziomy prawdopodobieństwa wynosiły 1%, 2% i 3% lub 0,01%, 50% i 99,99% to wartości względnych ważności czynników prawdopodobieństwa i odroczenia mogłyby istotnie różnić się od proporcji 80% : 20%.

<sup>15</sup> Zwiększona liczba wyborów sprzyja wyższej rzetelności pomiaru, jednak nie powinna być większa od granicznej 25 (Orme, 2010) zgodnie z regułą kciuka, wyznaczającej 25 wyborów właśnie jako granicę wytrzymałości badanych. Zastosowany w badaniu Sawtooth Software tymczasem przygotowuje predefiniowany dla każdego respondent zestaw 25 wyborów, dobierając je w ten sposób, aby zapewnić zbalansowany (każdy poziom atrybutu pojawia się podobną liczbę razy) i ortogonalny (każdy poziom atrybutu pojawia się z każdym innym poziomem innego atrybutu podobną liczbę razy) (Kuhfeld, Tobias & Garratt, 1994; Sawtooth Software, 2013).

## Wyniki

Jako wstępną analizę prezentujemy rozkład wyborów respondentów – Rysunek 5. Ze względu na randomizację w zadaniu CBC każdy poziom atrybutu „prawdopodobieństwo” miał takie same szanse na wystąpienie z każdym z poziomów atrybutu „odroczeni”. Tym samym można wstępnie porównać wpływ poszczególnych atrybutów na decyzje osób badanych poprzez wskazanie proporcji: ile razy profil, w którym występuje dany atrybut był wybrany w stosunku do wszystkich sytuacji, gdy mógł zostać wybrany, tzn. kiedy występował wśród zaproponowanych profili. Tym samym linie zaprezentowane na wykresie obrazują „popyt” na loterie o określonym prawdopodobieństwie w zależności od czasu odroczenia loterii.



**Rysunek 5. Rozkład preferencji dla loterii o różnym prawdopodobieństwie przy różnych odroczeniach.**

Loteria 70% ma największy udział głosów zarówno przy opóźnieniu o jeden tydzień, jak i o dwa lata. Linie dla pozostałych loterii nie są równoległe, co mogłoby sugerować efekt interakcji. Na wstępie przeprowadzonych analiz w ramach tego badania potwierdzono słuszność stosowania modelu zakładającego interakcję<sup>16</sup> pomiędzy atrybutami/zmiennymi objaśniającymi<sup>17</sup> – model zakładający interakcję w istotnym

<sup>16</sup> Odmiennego wpływu odraczania loterii mało prawdopodobnych (np. 1%) i loterii wysoko prawdopodobnych (70%) można się teoretycznie spodziewać ze względu na kształt funkcji wag decyzyjnych. W ekstremalnym przypadku można wyobrazić sobie decydentów skłonnych do negatywnego dyskontowania (Palenik, 2012), którzy preferują loterie wysoko prawdopodobne natychmiast, a nisko prawdopodobne – możliwie dalece odroczone, tak aby dłużej cieszyć się wciąż istniejącą szansą na dużą nagrodę.

<sup>17</sup> Orme (2010) podaje zgrabny przykład (dys)użyteczności interakcji poziomów dwóch atrybutów: Bycie rozbitkiem na odizolowanej wyspie ma niską użyteczność (-40); Uczestnictwo w przyjęciu wydawanym przez kanibali ma nawet mniejszą użyteczność (-50). Jakkolwiek uczestnictwo w przyjęciu wydawanym przez kanibali w sytuacji bycia rozbitkiem na odizolowanej wyspie może mieć niższą użyteczność (np. -250) niż suma zdarzeń prostych (-90).

stopniu („2 log-likelihood” test (Sawtooth Software, 2006, str. 6468)) lepiej objaśniał wybory decydenta, niż model takich interakcji niezakładający ( $\chi^2(4) = 13,41$ ;  $p < .05$ ). Tym samym wzór algebraiczny na użyteczność całkowitą profilu, oprócz użyteczności cząstkowych, musi uwzględniać użyteczności interakcyjne poziomów obu atrybutów. Rezultaty estymacji bayesowskiej przyniosły następujące wartości użyteczności i względnych ważności atrybutu (Tabela 2):

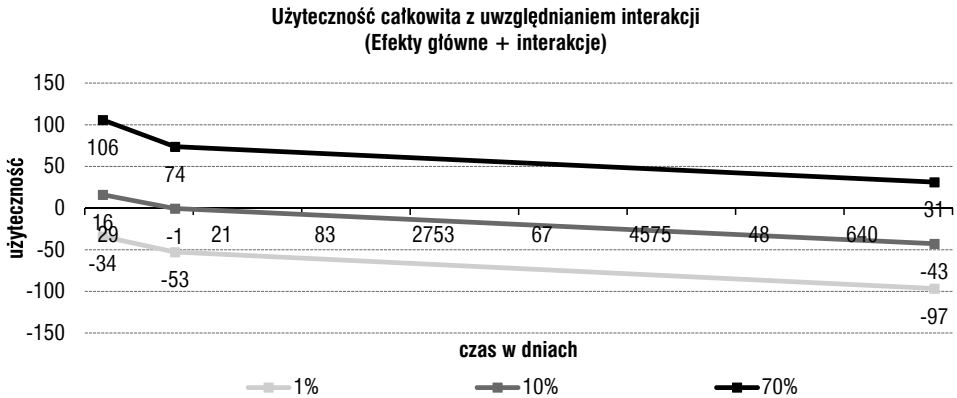
**Tabela 2**  
**Użyteczności z badania 2**

<b>Średnie użyteczności cząstkowe (<i>part-worths</i>)</b>	
<b>EFEKTY GŁÓWNE</b>	
za 2 lata	-36,11
za 3 miesiące	6,80
za 1 tydzień	29,30
$\rho = 1\%$	-61,14
$\rho = 10\%$	-9,07
$\rho = 70\%$	70,22
<b>INTERAKCJE</b>	
za 2 lata z $\rho = 1\%$	0,65
za 2 lata z $\rho = 10\%$	2,40
za 2 lata z $\rho = 70\%$	-3,05
za 3 miesiące z $\rho = 1\%$	1,54
za 3 miesiące z $\rho = 10\%$	1,76
za 3 miesiące z $\rho = 70\%$	-3,30
za 1 tydzień z $\rho = 1\%$	-2,19
za 1 tydzień z $\rho = 10\%$	-4,16
za 1 tydzień z $\rho = 70\%$	6,35
<b>względna ważność czynnika (<i>relative importance score</i>)</b>	
czas (1 tydzień – 2 lata)	34,32
prawdopodobieństwo (1% – 70%)	65,68

Jak w przypadku badania 1, w kolejnym kroku można wyznaczyć użyteczność całkowitą dla rozważanych 9 profili na podstawie użyteczności cząstkowych, tym razem jednak z uwzględnianiem użyteczności interakcyjnych. Finalne wartości użyteczności całkowitych dla 9 rozważanych odroczonej loterii przedstawia Rysunek 6.

Podobnie jak w badaniu 1 wyznaczono względną ważność czynników prawdopodobieństwa i odroczenia. Zmiana formy udzielanej odpowiedzi na wybór bezpośredni pomiędzy prezentowanymi opcjami doprowadziła do zwiększenia – w porównaniu do badania 1 – wagi czynnika odroczenie. Obecnie obserwowana waga czynnika odroczenie w procesie decyzyjnym (definiowanego przedziałem 1 tydzień – 2 lata) wyniosła 34%, w porównaniu do dwa razy bardziej ważnego (względna ważność: 66%)

czynnika prawdopodobieństwo (definiowanego zakresem 1%–70%). Tym samym zmiana parametru dotyczącego prawdopodobieństwa pozostanie co najmniej dwa razy ważniejsza dla decyzji, niż zmiana parametru dotyczącego odroczenia loterii, choć oczywiście należy założyć, że wartości te uległyby zmianie zarówno w przypadku dopełnienia przedziału prawdopodobieństwa (od 0% do 100%), a przy wydłużaniu maksymalnego odroczenia do nieskończoności rosłaby ważność tego atrybutu.



Rysunek 6. Użyteczności całkowite odroczonej loterii w modelu z interakcjami (badanie 2).

## 4. DYSKUSJA

### 4.1. Implikacje metodologiczne

Niniejszy artykuł ma charakter eksploracyjny, wskazujący na możliwość zaadaptowania metody conjoint – wywodzącej się z psychologii decyzji – do problemów decyzyjnych dyskutowanych obecnie w psychologii. Analiza conjoint może stanowić interesującą alternatywę dla badania szczególnie skomplikowanych problemów decyzyjnych, jakimi są loterie odroczone.

Niewątpliwą przewagą analizy conjoint jest mniejsza liczba wyborów, jakie przedstawia się osobie badanej (przy odpowiednim zwiększeniu badanej próby). Co więcej, wybory te są dla badanych bardziej zróżnicowane – w zasadzie każda kolejna sytuacja decyzyjna opiera się na porównaniu znacząco różniących się od siebie alternatyw, co czyni zadanie bardziej zróżnicowanym i mniej monotonnym. Wszystko to może sprawiać, że wyniki uzyskane w badaniu conjoint są bardziej rzetelne od tych uzyskiwanych za pomocą procedury dostosowywania krokowego. Potwierdzają to wstępne wyniki badań Białka, Sawickiego i Markiewicza (Białek et al., 2015) – krzy-

we dyskutowania wykreślone na podstawie użyteczności z badania conjoint lepiej przewidują rzeczywiste wybory (niezależne od zadania stanowiącego podstawę do wykreślenia krzywej), niż analogiczne krzywe wykreślone na podstawie ekwiwalentów pewnych w badaniu z użyciem procedury dostosowywania krokowego.

Oczywiście jak każda metoda analiza conjoint ma także swoje wady. Co więcej, badacz korzystający z analizy conjoint będzie borykał się ze słabościami poszczególnych metod samej analizy. Historycznie starszej metodzie CVA brakuje pewnego realizmu obecnego w CBC. Zadanie stawiane przed respondentem, czyli wyrażenie stopnia akceptacji profilu na sztucznej skali preferencji, może nie być najlepszym pomysłem w świetle doniesień wskazujących na problemy decydentów z wyrażaniem swoich preferencji na skali (Orme, 2010). Tymczasem dychotomiczne wybory CBC ujawniają mniej informacji, niż wyrażone na skali odpowiedzi CVA. W pierwszym bowiem wypadku dla każdego z profili prezentowanych na ekranie uzyskujemy jedynie informacje, czy został wybrany, czy też nie. Nie wiemy, na ile silniej jest on preferowany od profili odrzuconych („o włos” czy zdecydowanie), jak również nie wiemy, jaką relacją między sobą charakteryzują się odrzucone profile. Z tego też powodu CBC wymaga większej liczby respondentów, aby uzyskać właściwą precyzję pomiaru. Co więcej, proces hierarchicznej estymacji bayesowskiej stosowany przy wyznaczaniu użyteczności indywidualnych w CBC (Johnson, 2000, str. 11) sprawia, że współczynniki niekonsekwentnych respondentów w większym stopniu zależą od rozkładu zmiennej w populacji, a w mniejszym stopniu od jego niekonsekwentnych wyborów. Tym samym na poziomie ogólnym wyniki będą prezentowały grupę badanych w bardziej korzystnym świetle, niż wyniki uzyskiwane za pomocą procedury dostosowywania krokowego (przy braku zastosowania procedury czyszczenia, polegającej na usuwaniu „nieracjonalnych” decydentów).

## 4.2. Implikacje teoretyczne

Dwa badania (zrealizowane przy wykorzystaniu dwóch różnych metod conjoint), z dwiema odmiennymi grupami osób badanych, ujawniły zbliżony wynik w zakresie względnej ważności atrybutu odroczenie i prawdopodobieństwo loterii. Każde z badań wskazywało na blisko dwukrotnie większą wagę prawdopodobieństw w porównaniu do odroczenia. Wynik ten może być interpretowany w dwojaki sposób. Zwykle zakłada się, iż dyskutowanie odroczonej i niepewnej loterii wynika z sumowania się efektów dyskutowania czasu i prawdopodobieństwa. Tymczasem możliwa jest dominacja jednego procesu nad drugim, sprawiająca, że oceniający odroczone loterie decydent głównie dyskuntuje ich prawdopodobieństwo, a dyskutowanie czasu wpływa w mniejszym stopniu na atrakcyjność loterii (bo pewna wypłata – nawet bardzo odroczone – to potencjalnie większe wzbogacenie się niż wypłata

natychmiastowa, ale niepewna). Wnioskując z teorii dwusystemowej (Kahneman, 2011)<sup>18</sup> dyskontowanie prawdopodobieństwa (szczególnie prezentowanego jako ułamek określający prawdopodobieństwo) wymaga procesów typowych dla Systemu 2, natomiast możliwym jest, iż dyskontowanie czasu (ze względu na bardziej naturalny format) odbywa się w Systemie 1. Jeśli zatem zadanie poprzez swoją naturę (prezentację prawdopodobieństwa jako ułamka) wymaga aktywacji Systemu 2, procesy te mogą dominować ocenę atrakcyjności całej loterii odroczonej, spychając na dalszy plan dyskontowanie czasu. Stąd interesujące jest, czy zmiana formatu prawdopodobieństwa na bardziej naturalny graficzny bądź częstościowy (Tyszka & Sawicki, 2011), lub zastosowanie obciążenia poznawczego może doprowadzić do nasilenia znaczenia procesu dyskontowania czasu podczas oceny atrakcyjności loterii odroczonej. Co więcej, Weatherly i współpracownicy (2014) twierdzą, że odmienna waga prawdopodobieństwa i odroczenia (odmienna siła wpływu na preferencje) stanowi argument za tym, iż dyskontowanie czasu i prawdopodobieństwa to w istocie dwa różne procesy. Bowiem jeśli dyskontowanie czasu i prawdopodobieństwa wynikałoby z tego samego procesu, zmiany na wymiarze czasu czy prawdopodobieństwa powinny z taką samą siłą wpływać na preferencje, co tymczasem nie miało miejsca.

Przy podobnych rozważaniach należy jednakże pamiętać, iż ważność czynnika determinowana jest rozpiętością poziomów czynnika użytych w badaniu. Wynik z pewnością różniłby się od zaprezentowanego powyżej, gdyby opisać prawdopodobieństwo na pełnej skali 0%–100% zamiast użytej 1%–70%, oraz na skali teraz–nieskończoność, zamiast na skali od 1 tydzień do 2 lata. O ile jednak oba końce skali prawdopodobieństwa są oznaczone, wynikając z natury prawdopodobieństwa, to nie ma naturalnej granicy dla górnego końca skali odroczenia i arbitralną decyzją badacza będzie zawsze pozostawało takie wyznaczenie maksymalnego odroczenia, aby było one znaczące dla osoby badanej, pozostając jeszcze wartością wyobraźlaną i realistyczną (taką wartością zapewne nie będzie 20 lat dla dwudziestoletniej osoby badanej). Wobec powyższego nie uważamy za wykonalne badanie pełnego zakresu odroczeń.

Nowatorski dla dziedziny jest prezentowany w badaniu 2 interakcyjny model użyteczności dla dyskontowanych wartości czasu i prawdopodobieństwa. Dla loterii 70% losowanie odbywające się najszybciej (1 tydzień), jest dodatkowo premiuwane w wyniku interakcji, osiągając większą sumaryczną użyteczność, niż wynikłoby to z czystej sumy użyteczności danego poziomu prawdopodobieństwa i odroczenia. Zaś bardziej odległe losowania – za 3 miesiące i 2 lata – są „karane” w wyniku przeświadczenia, że wypłaty odroczone są dodatkowo niepewne właśnie ze względu na fakt ich odroczenia (Appelt, Hardisty & Weber, 2011; Johnson, Häubl & Keinan, 2007; Keren & Roelofsma, 1995; Weber et al., 2007).

<sup>18</sup> Ze względu na mnogość teorii dwusystemowych (przegląd w Osman, 2004) posługujemy się ostatnią, syntetyczną publikacją.



Tymczasem dla loterii o małym prawdopodobieństwie (1% i 10%) bardziej odległe momenty losowania (3 miesiące i 2 lata) są dodatkowo premiowane w wyniku interakcji, osiągając większą wartość, niż wynikłoby to z sumy użyteczności danego poziomu prawdopodobieństwa i odroczenia. Wynik ten może wiązać się ekscytacją (Tsukayama & Duckworth, 2010), często doświadczaną przez osoby biorące w grach hazardowych o mało prawdopodobnych wygranych: wiedząc, że prawie nie mam szans na wygraną, wolę dłużej czekać na losowanie i dłużej cieszyć się ewentualną szansą na potencjalnie wysoką wygraną – podobnie jak czekanie preferują osoby mające doświadczyć ekscytującej niemonetarnej nagrody (Rottenstreich & Hsee, 2001). Tym samym efekt interakcyjny zbliża użyteczność loterii o niskim prawdopodobieństwie wypłaty w kierunku ujemnego dyskontowania czasu (Palenik, 2012, 2014).

### 4.3. Ograniczenia

Eksploracyjny charakter badania (np. nie badamy tu dyskontowania strat) sprawia, że do powyżej prezentowanych wyników należy podchodzić z ostrożnością. Zwraca uwagę fakt, iż same wybory były hipotetyczne, co może mieć znaczenie dla replikacji wyników badania w warunkach rzeczywistych (Holt & Laury, 2002), a to z kolei może być trudne samo w sobie ze względu na niepewność implikowaną przez sam fakt odroczenia (por. Appelt et al., 2011; Ostaszewski, 2007; Weber et al., 2007) – osoba badana nie może być pewna, że obiecana jej wypłata zostanie wypłacona, co może się nie zdarzyć np. w przypadku utraty płynności finansowej organizatora loterii.

W kontekście realizowanego badania ciekawym tematem do dalszych badań nad odroczonej loteriami jest wpływ momentu losowania i ujawnienia informacji, który może wiązać się z iluzją kontroli (Gino, Sharek & Moore, 2011; Langer, 1975). Sytuacja odroczonej loterii umożliwia dwojaką interpretację dotyczącą momentu losowania:

- losowanie teraz (bez ujawniania wyników) i ewentualna odroczone wypłata po okresie odroczenia;
- losowanie dopiero po upływie okresu odroczenia (z natychmiastowym ujawnieniem wyników).

Choć badania w procedurze dostosowywania krokowego sugerują identyczne traktowanie obu sytuacji (Yi et al., 2006), to analiza conjoint może się okazać przydatnym narzędziem do zglębienia różnic w ich postrzeganiu.

## PODZIĘKOWANIA

Niniejszy tekst powstał w ramach prac nad projektem realizowanym na podstawie decyzji NCN numer DEC-2012/04/A/HS6/00614. Autorzy dziękują anonimowym Recenzentom oraz Redaktorom czasopisma „Decyzje”, których cenne i trafne uwagi przyczyniły się do istotnej poprawy jakości niniejszego artykułu oraz firmie ACNielsen za pomoc w realizacji badania, w szczególności Piotrowi Kołodziejczykowi oraz Pawłowi Góralczykowi za merytoryczną pomoc w analizach.

## BIBLIOGRAFIA

- Allenby, G.M., Arora, N., Ginter, J.L. (1995). Incorporating Prior Knowledge into the Analysis of Conjoint Studies. *Journal of Marketing Research*, 32(2), 152–162. DOI: 10.2307/3152044
- Appelt, K., Hardisty, D., Weber, E. (2011). Asymmetric discounting of gains and losses: A query theory account. *Journal of Risk and Uncertainty*, 43(2), 107–126. DOI: 10.1007/s11166-011-9125-1
- Bąk, A. (2013a). Retrieved 23.10.2013, from <http://keii.ue.wroc.pl/conjoint/>
- Bąk, A. (2013b). *Mikroekonometryczne metody badania preferencji konsumentów z wykorzystaniem programu R*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Białek, M., Sawicki, P. (2014). Can taking the perspective of an expert debias human decisions? The case for risky and delayed gains. *Frontiers in Psychology*, 5. DOI: 10.3389/fpsyg.2014.00989
- Białek, M., Markiewicz, Ł., Sawicki, P. (2015). Introducing conjoint analysis method into delayed lotteries studies: Its validity and time stability are higher than in adjusting. *Front. Psychol.* 6:23. doi: 10.3389/fpsyg.2015.00023
- Chib, S. (2011). Introduction to simulation and MCMC methods. In Geweke, J., Koop, G., van Dijk, H. (Eds.), *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics* (pp. 183–217). New York: Oxford University Press.
- Cliff, N. (1992). Abstract measurement theory and the revolution that never happened. *Psychological Science*, 3(3), 186–190.
- Debreu, G. (1960). Topological methods in cardinal utility theory. In Arrow, K.J., Karlin, S., Suppes, P. (Eds.), *Mathematical methods in the social sciences* (Vol. 1959). Stanford: Stanford University Press.
- Gino, F., Sharek, Z., Moore, D.A. (2011). Keeping the illusion of control under control: Ceilings, floors, and imperfect calibration. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 114(2), 104–114. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.obhdp.2010.10.002>
- Green, L., Myerson, J., Ostraszewski, P. (1999). Amount of reward has opposite effects on the discounting of delayed and probabilistic outcomes. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 25(2), 418–427. DOI: 10.1037/0278-7393.25.2.418
- Green, P.E., Rao, V.R. (1971). Conjoint Measurement for Quantifying Judgmental Data. *Journal of Marketing Research*, 8(3), 355–363. DOI: 10.2307/3149575

- Holt, C.A., Laury, S.K. (2002). Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, 1644–1655.
- Huber, J. (2004). Conjoint analysis: how we got here and where we are (An Update). *Sawtooth Software Conference*. from <http://www.sawtoothsoftware.com/download/techpap/howwegot2.pdf>
- Ida, T., Goto, R. (2009a). Interdependency among addictive behaviours and time/risk preferences: Discrete choice model analysis of smoking, drinking, and gambling. *Journal of Economic Psychology*, 30(4), 608–621. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.joep.2009.05.003>
- Ida, T., Goto, R. (2009b). Simultaneous measurement of time and risk preferences: Stated preference discrete choice modeling analysis depending on smoking behavior. *International Economic Review*, 50(4), 1169–1182. DOI: 10.1111/j.1468-2354.2009.00564.x
- Johnson, E.J., Häubl, G., Keinan, A. (2007). Aspects of endowment: A query theory of value construction. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 33(3), 461–474. DOI: 10.1037/0278-7393.33.3.461
- Johnson, R.M. (2000). Understanding HB: An Intuitive Approach. <https://sawtoothsoftware.com/download/techpap/undhb.pdf>
- Kahneman, D. (2011). *Thinking, Fast and Slow*. New York: Farrar, Straus and Giroux.
- Keren, G., Roelofsma, P. (1995). Immediacy and Certainty in Intertemporal Choice. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 63(3), 287–297. DOI: <http://dx.doi.org/10.1006/obhd.1995.1080>
- Krantz, D.H. (1964). Conjoint measurement: The Luce-Tukey axiomatization and some extensions. *Journal of Mathematical Psychology*, 1(2), 248–277. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(64\)90003-3](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(64)90003-3)
- Krantz, D.H., Luce, R.D., Suppes, P., Tversky, A. (1971). *Foundations of Measurement: Additive and Polynomial Representations* (Vol. 1): Academic Press New York.
- Krantz, D.H., Tversky, A. (1971). Conjoint-measurement analysis of composition rules in psychology. *Psychological review*, 78(2), 151.
- Kuhfeld, W.F., Tobias, R.D., Garratt, M. (1994). Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. *Journal of Marketing Research*, 31(4), 545–557. DOI: 10.2307/3151882
- Langer, E.J. (1975). The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32(2), 311–328.
- Luce, R.D. (1966). Two extensions of conjoint measurement. *Journal of Mathematical Psychology*, 3(2), 348–370. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(66\)90019-8](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(66)90019-8)
- Luce, R.D., Tukey, J.W. (1964). Simultaneous conjoint measurement: A new type of fundamental measurement. *Journal of Mathematical Psychology*, 1(1), 1–27. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(64\)90015-X](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(64)90015-X)
- Luce, R.D., Weber, E.U. (1986). An axiomatic theory of conjoint, expected risk. *Journal of Mathematical Psychology*, 30(2), 188–205. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(86\)90013-1](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(86)90013-1)
- Markiewicz, Ł. (2012). *Wykorzystanie metody conjoint do identyfikacji wag decyzyjnych w procesie ustalania wymiaru kary sądowej*. Nieopublikowany manuskrypt. Akademia Leona Koźmińskiego. Warszawa.
- Markiewicz, Ł., Markiewicz-Żuchowska, A. (2012). Skłonności poznawcze sędziego wpływające na wysokość wymierzonej kary. *Decyzje*, 18, 49–81.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.

- Myerson, J., Green, L., Scott Hanson, J., Holt, D.D., Estle, S. J. (2003). Discounting delayed and probabilistic rewards: Processes and traits. *Journal of Economic Psychology*, 24(5), 619–635. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-4870\(03\)00005-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-4870(03)00005-9).
- Nowakowska, M. (1975). *Psychologia ilościowa z elementami naukometrii: wybrane zagadnienia metodologiczne*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Orme, B.K. (2010). *Getting Started with Conjoint Analysis: Strategies for Product Design and Pricing Research. Second Edition*. Madison, Wis.: Research Publishers LLC.
- Osman, M. (2004). An evaluation of dual-process theories of reasoning. *Psychonomic Bulletin & Review*, 11(6), 988–1010. DOI: 10.3758/BF03196730
- Ostaszewski, P. (1996). The relation between temperament and rate of temporal discounting. *European Journal of Personality*, 10(3), 161–172. DOI: 10.1002/(SICI)1099-0984(199609)10:3<161::AID-PER259>3.0.CO;2-R
- Ostaszewski, P. (2007). *Wartość wzmocnień odroczonej i niepewnych z perspektywy analizy zachowania*. Warszawa: Wydaw. Instytutu Psychologii PAN.
- Palenik, M. (2012). Kiedy może wystąpić ujemna stopa dyskontowa? *Decyzje*, 18, 83–104.
- Palenik, M. (2014). Atrakcyjność gier losowych a niechęć do ich odroczenia w czasie. *Psychologia Ekonomiczna* (5), 64–80.
- Penconek, M. (2001). Badania cenowe. *Marketing w Praktyce*, 10, 18–21.
- Rachlin, H., Logue, A.W., Gibbon, J., Frankel, M. (1986). Cognition and behavior in studies of choice. *Psychological review*, 93(1), 33–45. DOI: 10.1037/0033-295X.93.1.33
- Rachlin, H., Raineri, A., Cross, D. (1991). Subjective probability and delay. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 55(2), 233–244. DOI: 10.1901/jeab.1991.55-233
- Roskies, R. (1965). A measurement axiomatization for an essentially multiplicative representation of two factors. *Journal of Mathematical Psychology*, 2(2), 266–276. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(65\)90005-2](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(65)90005-2)
- Rottenstreich, Y., Hsee, C.K. (2001). Money, Kisses, and Electric Shocks: On the Affective Psychology of Risk. *Psychological Science*, 12(3), 185–190. DOI: 10.1111/1467-9280.00334
- Sawicki, P. (2013). *Dyskontowanie odroczonej i niepewnych wypłat (nieopublikowana praca doktorska)*. (PhD.), Akademia Leona Koźmińskiego, Warszawa.
- Sawtooth Software, I. (2006, 26 January 2006). *The Sawtooth Software Market Simulator (A Supplement to the CBC v2.6 Manual)* Orem, Utah.
- Sawtooth Software, I. (2012). *A Full-Profile Conjoint Analysis System From Sawtooth Software. Version 3*. Sequim, WA.
- Sawtooth Software, I. (2013). The CBC System for Choice-Based Conjoint Analysis. Version 8 <https://sawtoothsoftware.com/download/techpap/cbctech.pdf>
- Scott, D. (1964). Measurement structures and linear inequalities. *Journal of Mathematical Psychology*, 1(2), 233–247. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(64\)90002-1](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(64)90002-1)
- Tsukayama, E., Duckworth, A.L. (2010). Domain-specific temporal discounting and temptation. *Judgment and Decision Making*, 5(2), 72–82.
- Tversky, A. (1967). A general theory of polynomial conjoint measurement. *Journal of Mathematical Psychology*, 4(1), 1–20. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496\(67\)90039-9](http://dx.doi.org/10.1016/0022-2496(67)90039-9)

- Tyszka, T. (2010). Decyzje. Perspektywa psychologiczna i ekonomiczna. In Brzeziński, J. (Ed.), *Wykłady z psychologii*. (Vol. 16, pp. 299–327). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR.
- Tyszka, T., Sawicki, P. (2011). Affective and Cognitive Factors Influencing Sensitivity to Probabilistic Information. *Risk Analysis*, 31(11), 1832–1845. DOI: 10.1111/j.1539-6924.2011.01644.
- Vanderveldt, A., Green, L., and Myerson, J. (2015). *Discounting of monetary rewards that are both delayed and probabilistic: Delay and probability combine multiplicatively, not additively*. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition* 41, 148-162. doi: 10.1037/xlm0000029.
- Von Neumann, J., Morgenstern, O. (1947). *Theory of games and economic behavior*. New York: Princeton university press Princeton.
- Walesiak, M., Bąk, A. (2000). *Conjoint analysis w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Wąsowicz-Kiryło, G. (1994). Conjoint analysis: metody badań i analizy danych. *Przegląd Psychologiczny*, 37(1-2), 167–173.
- Wąsowicz-Kiryło, G., Styśko-Kunkowska, M. (2011). Attributes of Nutritional Information Labeling that Determine Attractiveness of Labels and Correctness of Inferences Made About Food Healthfulness. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 30(0), 722–728. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.141>
- Weatherly, J.N. (2014). On several factors that control rates of discounting. *Behavioural Processes*, 104(0), 84–90. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.beproc.2014.01.020>
- Weatherly, J.N., Petros, T.V., Jónsdóttir, H.L., Derenne, A., Miller, J.C. (2014). Probability alters delay discounting, but delay does not alter probability discounting. *The Psychological Record*, 1–9. DOI: 10.1007/s40732-014-0102-3
- Weber, E.U. (1988). A descriptive measure of risk. *Acta Psychologica*, 69(2), 185-203. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0001-6918\(88\)90006-6](http://dx.doi.org/10.1016/0001-6918(88)90006-6)
- Weber, E.U., Bottom, W.P. (1990). An empirical evaluation of the transitivity, monotonicity, accounting, and conjoint axioms for perceived risk. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 45(2), 253–275. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0749-5978\(90\)90014-Z](http://dx.doi.org/10.1016/0749-5978(90)90014-Z)
- Weber, E.U., Johnson, E.J., Milch, K.F., Chang, H., Brodscholl, J.C., Goldstein, D.G. (2007). Asymmetric Discounting in Intertemporal Choice: A Query-Theory Account. *Psychological Science*, 18(6), 516–523. DOI: 10.1111/j.1467-9280.2007.01932.x
- Yi, R., de la Piedad, X., Bickel, W.K. (2006). The combined effects of delay and probability in discounting. *Behavioural Processes*, 73(2), 149–155. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.beproc.2006.05.001>
- Zielonka, P., Sawicki, P., Weron, R. (2009). Discounting of delayed payoffs (Rzecz o dyskontowaniu odroczonego wypłaty). *Decyzje*, 11, 49–70.